



Effets de l'informatisation sur la productivité et la demande de capital humain

Thomas Heckel

► To cite this version:

Thomas Heckel. Effets de l'informatisation sur la productivité et la demande de capital humain. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2006. Français. NNT: . tel-00139396

HAL Id: tel-00139396

<https://theses.hal.science/tel-00139396>

Submitted on 30 Mar 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITE PARIS I, PANTHEON-SORBONNE

ECOLE DOCTORALE D'ECONOMIE

Type de Doctorat : **Doctorat de sciences économiques**

Discipline : **Sciences économiques**

Thomas HECKEL*

**EFFETS DE L'INFORMATISATION SUR LA PRODUCTIVITE ET LA
DEMANDE DE CAPITAL HUMAIN**

Thèse sur travaux soutenue le 21 Décembre 2006

Directeur de recherche : Antoine D'AUTUME

Jury :

M. Gilbert CETTE, BDF (rapporteur)

M. Bertrand KOEBEL, ULP-BETA-CNRS (rapporteur)

Mme Nathalie GREENAN, CEE-CNRS

M. Jacques MAIRESSE, CREST-INSEE

M. Paul SCHREYER, OCDE

* **E-mail** : thomas.heckel@ensae.org

Résumé : Effet de l'informatisation sur la productivité et la demande de capital humain

La baisse du prix des technologies de l'information et de la communication (TIC) a profondément changé l'environnement économique des entreprises au cours des 25 dernières années. Ce choc positif les a conduit à modifier leur système productif. Sur le plan économique, cette évolution pose principalement deux questions. Quels gains de productivité ont été engendrés par cette baisse de prix ? Ces gains bénéficient-ils de manière égale à tous les salariés ? Les quatre articles présentés dans cette thèse apportent des éléments de réponse empiriques à ces questions.

Le premier article montre de façon comptable que l'utilisation et la production des TIC ont fortement contribué à la croissance dans les années 90 en France. Le deuxième article propose une nouvelle méthode pour évaluer l'effet de l'informatisation sur la demande de capital humain. Celle-ci est fondée sur l'estimation de la fonction de production et permet de traiter plus facilement les problèmes d'endogénéité. Elle conduit néanmoins à des résultats très imprécis. Le troisième article examine l'effet des TIC sur la productivité. Les résultats suggèrent que l'adoption d'Internet affecterait la croissance de la productivité globale des facteurs dans les années 90 en France, via un effet sur l'efficacité des femmes et des employés qualifiés. Le dernier article évalue l'effet de l'adoption des TIC sur la demande de capital humain. Il indique que les entreprises qui ont adopté ces technologies n'ont pas déplacé leur demande de travail en faveur des jeunes ou des qualifiés. Selon ces deux articles, l'impact des TIC ne dépendrait pas de l'utilisation ou de l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles.

Mots clés : informatisation, TIC, productivité, demande de capital humain, nouvelles pratiques organisationnelles

Abstract: The impact of new technologies on productivity and on the demand for human capital

The prices of information and communication technologies (ICT) have strongly decreased during the 90s. As a result, firms have adopted ICT and changed their use of other inputs. The spread of ICT raises (at least) two economic issues. Has it induced productivity gains? And have all workers benefited from these productivity gains or only some of them because of higher complementarities with ICT? The four essays of this dissertation bring empirical evidence on these issues.

The first article uses traditional growth accounting methods and shows that the use and production of ICT have significantly contributed to the growth of value added during the 90s in France. The second article proposes a novel method measuring the bias of ICT in favour of skilled workers. This method is based on the production function and treats the bias due to the endogeneity of ICT adoption. The corresponding estimates with a sample of French firms are nevertheless too imprecise to conclude. The third article examines the effect of ICT on multifactor productivity. The results suggest that the manufacturing firms which have adopted Internet during the 90s in France have significantly increased their productivity by raising the efficiency of female and skilled workers. The last article evaluates the impact of ICT adoption on the demand for human capital. According to the results, the manufacturing firms which have adopted ICT during the 90s in France have not changed their labour demand or their wages at the benefit of skilled or young workers. Considering the adoption of ICT and the use or adoption of new work practices does not change the results of the last two articles.

Keywords: computerization, ICT, productivity, demand for human capital, new work practices

Remerciements :

Je tiens à remercier Bruno Crépon qui m’a énormément appris et avec qui j’ai eu beaucoup de plaisir à travailler. Je remercie également mes deux autres co-auteurs, Nicolas Riedinger et Pierre Biscourp. Nos collaborations ont été des expériences très enrichissantes et très sympathiques. Mes derniers remerciements vont enfin à Sébastien Roux et Jean-Jacques Kasparian qui m’ont apporté leur soutien dans les démarches d’accès aux données.

Table des matières

Introduction	7
Chapitre 1 : Computerization in France: An Evaluation Based on Individual Company Data (Crépon et Heckel, 2002)	43
Chapitre 2 : Measuring the skill bias of technical change from the production function: The case of France (Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger, 2004)	67
Chapitre 3 : Have Information Technologies shifted upward Multifactorproductivity in the 90s: Evidence from French firm-level data (Crépon, Heckel et Riedinger, 2006)	87
Chapitre 4 : Les nouvelles technologies ont elles favorisées la trajectoire et la rémunération des jeunes et des qualifiés dans les années 90 en France ? Une étude à partir de données appariées entre individus et entreprises (Heckel, 2006)	107

INTRODUCTION

1. Synthèse de la littérature

La baisse du prix des technologies de l'information et de la communication (TIC) a profondément modifié l'environnement économique des entreprises au cours des 25 dernières années. Ce choc positif les a conduit à modifier leur système productif. Sur le plan économique, cette évolution pose principalement deux questions. Quels gains de productivité ont été engendrés par cette baisse de prix ? Ces gains bénéficient-ils de manière égale à tous les salariés ou au contraire sont-ils biaisés en faveur de certains d'entre eux ?

Productivité et TIC

Un grand nombre d'éléments de réponse à ces deux questions existent déjà dans la littérature. Le rôle des TIC dans l'accélération de la productivité au cours de la dernière décennie aux États-Unis a fait l'objet de nombreuses études. Il y a d'abord des exercices de nature comptable reposant sur des hypothèses fortes et qui cherchent à quantifier l'effet de la production et de l'utilisation (ou accumulation) des TIC. Ce type d'étude a alimenté une controverse entre les tenants d'un rôle important des TIC (Oliner et Sichel, 2000, 2002) et d'autres auteurs plus sceptiques (Gordon, 1999). Selon Oliner et Sichel (2000, 2002), la production et l'utilisation des TIC expliqueraient plus de la moitié de l'accélération (de 1 point) de la productivité du travail observée entre le début et la fin des années 90 aux États-Unis. Gordon (2000) est en revanche plus dubitatif quant à l'impact de l'utilisation des TIC : l'accélération de la productivité du travail dans les secteurs utilisateurs ne serait que cyclique.

De telles études ont aussi été effectuées en France. La problématique est toutefois différente car la productivité du travail n'a pas accéléré au cours des années 90 en France. Il s'agit donc plutôt de déterminer si les TIC contribue de façon significative ou non à la croissance (et non à l'accélération) de la productivité du travail. Cette, Kocoglu et Mairesse (2004) concluent à une contribution non négligeable de l'utilisation des TIC à la productivité du travail, mais plus faible qu'aux Etats-Unis : l'utilisation des TIC expliquerait +0,3 point de la croissance annuelle de la productivité du travail sur la période 1990-2002 en France à comparer à +0,7 point pour les Etats-Unis selon les évaluations d'Oliner et Sichel (2000, 2002)¹. Ces études ont le mérite de fournir des ordres de grandeurs des phénomènes en cause. Toutefois, elles reposent sur des hypothèses fortes (concurrence parfaite sur le marché du produit et sur celui des facteurs, rendements d'échelle constants) et ne permettent pas de mettre en évidence l'existence d'un rôle des TIC au niveau microéconomique.

Des travaux cherchent à détecter l'existence d'une relation entre capital informatique et productivité en procédant à l'estimation de fonctions de production dans laquelle entre le capital informatique à partir de données d'entreprises (Doms, Dunne et Troske, 1997 ; Lehr et Lichtenberg, 1999 ; Stolarick, 1999 ; Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid, 2001 ; Brynjolfsson et Hitt, 2003). Il reste néanmoins difficile de tirer des conclusions de ces études. Les résultats varient en effet fortement selon que l'estimation est effectuée en niveau ou en différence. Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid (2001) et Doms, Dunne et Troske (1997) montrent pour la France et les Etats-Unis que la corrélation entre capital informatique et productivité est significative et positive en niveau et non significative en différence. De plus, même en ne

¹ Cette évaluation est obtenue en moyennant les évaluations des auteurs cités sur la première et la seconde moitié des années 90.

retenant que les estimations en différence, il n'y a pas de consensus qui se dégage. Alors que les deux études précédentes exhibent des corrélations non significatives, Lehr et Lichtenberg (1999), Stolarick (1999) et Brynjolfsson et Hitt (2003) obtiennent pour les Etats-Unis des corrélations significatives et positives qui suggèrent que le cadre de la comptabilité de la croissance conduirait à une sous-estimation de l'impact des TIC.

Inégalités entre salariés et TIC

La question de savoir si les progrès réalisés en matière de TIC ont contribué à renforcer les inégalités entre salariés a également fait l'objet de nombreux travaux. Au centre du débat se trouve la notion de complémentarités entre TIC et capital humain. Deux types d'études, certaines se situant au niveau de l'entreprise, d'autres au niveau du salarié, ont cherché à tester l'existence de telles complémentarités. Les études au niveau de l'entreprise testent si la part de la main d'œuvre qualifiée est plus élevée dans les entreprises qui se sont informatisées et celles au niveau du salarié si les utilisateurs de l'informatique touchent une prime. Tirer des conclusions des études au niveau de l'entreprise n'est pas simple. D'une part, les résultats sont très différents selon que les estimations sont faites en niveau ou en différence. Doms, Dunne et Troske (1997) et Dunne et Troske (2004) montrent que les corrélations entre informatisation et part de la main d'œuvre qualifiée sont significatives en niveau et non en différence sur données américaines. Il est également difficile de tirer des conclusions des études au niveau de l'entreprise car elles ne sont pas consensuelles même quand seuls les résultats en différence sont retenus. Alors que les corrélations ne sont pas significatives dans les deux études précédemment citées, Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid (2001) mettent en évidence une

corrélation significative et négative entre variation de la part de la main d'œuvre non qualifiée et informatisation. La revue de la littérature de Chennels et Van Reenen (2002) suggère également qu'informatisation et part de la main d'œuvre qualifiée (respectivement non qualifiée) sont corrélées positivement (respectivement négativement).

Les études au niveau salarié sont en revanche plus concluantes. Entorf, Gollac et Kramarz (1999) montrent sur données françaises que la prime touchée par les salariés utilisant un ordinateur sur leur poste de travail ne reflèterait pas des complémentarités entre TIC et capital humain. Les salariés utilisant l'informatique touchaient en effet déjà un salaire plus élevé avant d'avoir utilisé un ordinateur sur leur poste de travail (et la prime devient quasiment non significative une fois pris en compte ce salaire initial plus élevé). Des caractéristiques inobservées de ces salariés expliqueraient ainsi qu'ils touchent un salaire plus élevé et qu'ils utilisent un ordinateur sur leur poste de travail. Borghans et Bas ter Weel (2001, 2005) soutiennent d'ailleurs que la causalité va de la rémunération à l'utilisation d'un ordinateur sur le poste de travail et non l'inverse. Leur raisonnement est le suivant. Les entreprises informatisent les postes des salariés pour lesquels les gains sont les plus importants. Un des effets de l'informatisation étant de raccourcir le temps nécessaire aux salariés pour effectuer les différentes tâches de leur poste (Bartel, Ichniowski et Shaw, 2005), les entreprises vont informatiser les salariés dont la rémunération est la plus élevée car les économies en termes de coûts salariaux sont les plus fortes : ce n'est pas l'utilisation de l'informatique qui explique que la rémunération des salariés soit plus élevée, mais la rémunération plus élevée des salariés qui explique qu'ils utilisent l'informatique.

Pour autant, on ne peut conclure à l'absence de complémentarités entre TIC et capital humain. Certains auteurs, comme Bresnahan (1999), suggèrent en effet que l'informatisation ouvre l'entreprise à un ensemble de changements complémentaires qui ne touchent pas uniquement les salariés utilisant un ordinateur. Des complémentarités entre TIC et capital humain pourraient exister mais plus au niveau de l'entreprise qu'au niveau de l'utilisateur.

Changements organisationnels et TIC

L'adoption des TIC dans l'entreprise est en particulier susceptible de s'accompagner d'autres changements, regroupés dans la littérature sous la dénomination de changements organisationnels, comme une gestion de la main d'œuvre visant à plus impliquer celle-ci ou l'adoption de procédés de production plus exigeants (démarche de qualité totale, juste à temps, ...). La compréhension des mécanismes à l'origine des gains de productivité et de la modification de la demande de capital humain nécessiterait la compréhension des complémentarités existant non seulement entre informatique et capital humain mais aussi entre ces deux facteurs et les nouveaux procédés et modes d'organisation. Plusieurs études empiriques examinent les interdépendances entre ces différents facteurs en estimant des fonctions de production et des demandes conditionnelles de travail, avec non seulement le capital informatique mais également une variable mesurant les nouveaux procédés et modes d'organisation et l'interaction entre cette variable et le capital informatique. Elles indiquent que les changements organisationnels mis en œuvre par certaines entreprises seraient effectivement associés à des gains de productivité et à une demande de qualification plus forte (Caroli et Van Reenen, 2001 ; Black et Lynch, 2001, 2004). Il est toutefois plus difficile de tirer des

conclusions en ce qui concerne les complémentarités entre adoption des TIC et changements organisationnels. Les termes d'interaction entre informatisation et changements organisationnels introduits par Caroli et Van Reenen (2001) sont non significatifs. Askenazy et Gianella (2000) et Bresnahan, Brynjolfsson et Hitt (2002) obtiennent eux des effets significatifs mais avec respectivement des données sectorielles (et non individuelles) et des estimations en niveau (et non en différence).

D'autres études sont consacrées à l'examen empirique de l'impact des TIC et des changements organisationnels sur les salaires (Cappelli et Neumark, 1999 ; Cappelli et Carter, 2000 ; Black, Lynch et Krivelyova, 2003 ; Bauer et Bender, 2001). Elles indiquent plutôt une corrélation positive entre changements organisationnels et croissance des salaires et cette corrélation semble plus robuste que celle entre TIC et salaires. Ces études n'évaluent en revanche pas l'impact conjugué des TIC et des changements organisationnels sur les salaires.

D'autres études enfin analysent les corrélations entre adoption des TIC et changements organisationnels (Gollac, Greenan et Hamon-Cholet, 2000 ; Caroli et Van Reenen, 2001). Celles-ci sont généralement positives et significatives, suggérant la présence soit de complémentarités, soit d'un facteur inobservé qui affecterait à la fois l'adoption des TIC et la décision de changement organisationnel.

Les études citées ci-dessus appellent à de nouvelles investigations. Les exercices de nature comptable fondés sur les données de la comptabilité nationale suggèrent une contribution des TIC à la croissance de la productivité nettement plus faible en France qu'aux

Etats-Unis. Cette conclusion est-elle robuste quand on utilise une source de données alternative ? Par ailleurs, de nouvelles études microéconométriques sont nécessaires pour aboutir à un consensus sur l'effet de l'informatisation sur la productivité et sur la demande de travail. Les effets de l'informatisation au niveau de l'entreprise (plutôt que du salarié) semblent être les plus controversés. Leur étude nécessite de prendre en compte les interactions possibles avec les changements organisationnels. Enfin, ces études reposent en général sur une analyse des corrélations et traitent de manière très imparfaite l'endogénéité des décisions de l'entreprise. Ceci constitue une lacune majeure dès lors qu'au-delà de la mise en évidence d'un simple lien statistique, on cherche à quantifier l'impact des baisses passées et futures des prix des ordinateurs.

2. Démarche adoptée

L'objectif des travaux présentés dans cette thèse est de mesurer l'impact de la diffusion des TIC sur la productivité et sur la demande de capital humain, en tenant compte quand c'est possible des autres décisions stratégiques de l'entreprise déjà évoquées qui sont fortement corrélées à l'informatisation (i.e. l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles). Prendre en compte ces autres décisions stratégiques permet en premier lieu de ne pas attribuer à l'informatisation des effets qui seraient liées à celles-ci. En outre, il est alors également possible de tester l'existence de complémentarités entre ces différents facteurs et de distinguer les effets qui résultent de leur adoption jointe des effets résultant de leur adoption individuelle.

L'objectif étant d'évaluer empiriquement l'impact des TIC, la méthodologie est conditionnée par les sources d'informations disponibles. Une grande diversité de données permettant de développer une analyse à plusieurs niveaux a été utilisée. Plus précisément, des données au niveau des entreprises et au niveau des salariés ont été utilisées. Les données d'entreprises permettent, entre autres, de définir quelles sont les entreprises concernées par l'informatisation et les changements organisationnels. Les informations proviennent des liasses fiscales des entreprises soumises au régime des Bénéfices Réel Normaux (BRN) dont un poste du compte des immobilisations corporelles permet de mesurer le stock d'équipement informatique. Elles proviennent aussi des réponses à l'enquête Changement Organisationnel et Informatisation (COI), source d'information privilégiée pour appréhender les changements organisationnels. Les données sur les salariés proviennent des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), soit au travers de leur agrégation au niveau de l'entreprise en effectifs et rémunération de différents types de travailleurs (qualifiés ou non qualifiés, âgés ou non, ...), soit au travers d'un panel de salariés suivis dans le temps.

Le projet s'articule autour de quatre études prenant en compte progressivement les interactions entre TIC, capital humain et changements organisationnels et correspondant à une exploitation des richesses spécifiques aux différentes sources d'information.

- La première étude évalue de façon comptable la contribution des TIC à la croissance en utilisant des données originales² : celles issues des BRN et des DADS agrégées par secteur d'activité à un niveau détaillé. Elle porte sur l'ensemble de l'économie.

² Ces données sont originales car les évaluations de la contribution des TIC à la croissance sont généralement effectuées à l'aide des données de la comptabilité nationale.

- La deuxième étude se concentre sur l'effet du capital informatique sur la demande relative de qualification. Elle utilise également les données issues des BRN et des DADS, mais à un niveau individuel. Elle porte sur un échantillon d'entreprises appartenant à l'ensemble de l'économie.
- La troisième étude examine l'effet des nouvelles technologies sur la productivité et le rôle des nouvelles pratiques organisationnelles dans ces effets. Elle porte sur un échantillon d'entreprises appartenant à l'industrie car elle exploite, en plus des données des BRN et des DADS, les données de l'enquête COI qui a été réalisée dans ce secteur.
- La dernière étude exploite les données des BRN et de l'enquête COI au niveau des entreprises appariées avec les données des DADS au niveau des salariés (et non les données des DADS agrégées par entreprise). Elle a pour but de comparer les rémunérations et trajectoires des salariés suivant que ceux-ci se trouvent dans une entreprise s'étant ou non informatisée ou réorganisée. Elle porte sur un échantillon de salariés appartenant à des entreprises industrielles.

3. Mesurer la contribution des TIC à l'aide de la comptabilité de la croissance

Les études mesurant la contribution des TIC à l'aide de la comptabilité de la croissance utilisent en général des données issues de la comptabilité nationale. Crépon et Heckel (2002) proposent d'utiliser une source alternative : celle issue des BRN et des DADS. Cette approche conduit à une contribution élevée des TIC à la croissance de la valeur ajoutée : elle est de +0,7 point par an pour une croissance annuelle moyenne de la valeur ajoutée de +2,6% sur la période 1987-1998. Elle résulte à la fois de l'utilisation plus intensive de l'informatique au sein des

entreprises (+0,3 point) et des progrès techniques importants réalisés dans les secteurs producteurs des TIC (+0,4 point).

L'utilisation des données issues des BRN et des DADS permet d'isoler plus finement qu'avec les données de la comptabilité nationale les secteurs producteurs des TIC et ainsi d'évaluer la contribution de la production des TIC (+0,4 point ici). Cette contribution, qui ne peut être calculée dans le cas français à l'aide des données de la comptabilité nationale, est significative : Oliner et Sichel (2000) obtiennent une contribution proche de +0,5 point pour les Etats-Unis en moyenne sur les années 90.

La contribution de la production des TIC obtenue par Crépon et Heckel (2002) ne doit toutefois pas être comparée directement aux études menées à partir de données de la comptabilité nationale car elle est calculée en considérant l'économie privée non agricole et non financière qui représente environ 64% de l'économie totale. Le poids des secteurs producteurs des TIC dans l'économie totale est ainsi surestimé et la contribution de la production des TIC prenant en compte ce biais est +0,3 point ($=64\% \times 0,4$ point). Par ailleurs, la définition retenue dans notre étude pour les secteurs producteurs des TIC est assez large : alors qu'Oliner et Sichel (2000) considèrent uniquement le secteur producteur des ordinateurs et celui des semi-conducteurs, Crépon et Heckel (2002) incluent également les secteurs de l'électronique et de la télécommunication si bien que la part des secteurs producteurs des TIC dans la valeur ajoutée de l'économie totale obtenue pour la France (4,9% en moyenne sur les années 90) est artificiellement plus élevée que celle obtenue pour les Etats-Unis (2,2%). En ne considérant que le secteur producteur des ordinateurs, la part obtenue pour la France (0,9%) est en revanche

nettement inférieure à celle obtenue pour les États-Unis (1,5%). Enfin, la comparaison de la contribution de la production des TIC obtenue par Crépon et Heckel (2002) pour la France et par Oliner et Sichel (2000) pour les États-Unis est sujette à caution car les progrès technique des secteurs producteurs tels que mesurés par la croissance de la productivité globale des facteurs sont beaucoup plus forts aux États-Unis (entre +15% et +30% en moyenne sur les années 90) qu'en France (+5%). Cette différence peut être liée à la définition plus large des secteurs producteurs adoptée par Crépon et Heckel (2002) : les gains de productivité globale des facteurs dans les secteurs de l'électronique et de la télécommunication sont peut être moins forts que ceux dans les secteurs de la production des ordinateurs et des semi-conducteurs. Cette différence peut également provenir de baisses plus ou moins fortes des indices utilisés pour déflater la valeur ajoutée des secteurs producteurs des TIC car ces indices qui sont tirés pour ces deux études de la comptabilité nationale française et américaine prennent plus ou moins en compte les effets qualité. Il est aussi possible que la plus faible croissance de la productivité globale des facteurs des secteurs producteurs des TIC en France mesurée par Crépon et Heckel (2002) résulte du fait que celle-ci est obtenue à partir d'un échantillon d'entreprises qui ne sont pas forcément représentatives des secteurs producteurs.

L'utilisation des données issues des BRN (et des DADS) permet également d'évaluer à l'aide d'une source alternative à la comptabilité nationale la contribution de l'utilisation de l'informatique (+0,3 point ici). Cette contribution est plus forte que celle obtenue à partir des données de la comptabilité nationale qui est d'environ +0,1 point par an au cours des années 90

(Mairesse, Cette et Kocoglu, 2000 ; Cette, Kocoglu et Mairesse, 2004) ³. Cette différence provient du fait que les données des BRN fournissent une estimation de la part du capital informatique dans le processus de production beaucoup plus importante que les données de la comptabilité nationale. Cette part est mesurée par la part dans la valeur ajoutée du coût d'usage du capital informatique : elle est évaluée à 1,7% selon les données issues des BRN et à 0,5% selon les données de la comptabilité nationale.

Les sources de cette différence sont (encore) peu claires et ce, malgré leur fort impact sur la contribution de l'utilisation des TIC. L'évaluation à partir des données des BRN présente l'avantage d'être directement fondée sur une mesure du stock de capital informatique fournie par les (déclarations fiscales des) entreprises alors que l'évaluation à partir des données de la comptabilité nationale est fondée sur une mesure de l'investissement en capital informatique et l'application de la méthode chronologique (également appelée méthode de l'inventaire permanent). L'évaluation à partir des données des BRN effectuée par Crépon et Heckel (2002) présente néanmoins plusieurs inconvénients. Le capital issu des déclarations fiscales des entreprises est tout d'abord mesuré au coût historique ou coût d'acquisition et non au coût de remplacement : les valeurs d'investissements correspondant à des années différentes sont sommées sans prendre en compte l'évolution des prix. Une approximation est appliquée pour passer du coût historique au coût de remplacement. De plus, seul le stock de capital en « matériel de bureau, mobilier et matériel informatique » est en fait disponible dans les déclarations fiscales. Une part de ce stock (évaluée à 50% à partir des données d'investissement correspondantes de la comptabilité nationale) est retenue pour mesurer le stock de capital

³ A noter, +0,1 point est la contribution du capital informatique uniquement. La contribution totale des TIC qui inclut en outre la contribution des logiciels et du matériel de communication est +0,3 point (déjà cité

informatique. Atkinson et Mairesse (1978) proposent une méthode plus fine qui permettrait sans doute d'approfondir les sources de différence entre les évaluations fondées sur la comptabilité nationale et celles sur les données issues des BRN. Cette méthode consiste à simuler à partir des données individuelles de stock et de flux le processus d'accumulation du capital afin de mieux connaître celui-ci.

L'utilisation des données issues des BRN et des DADS permet enfin de comparer (plus finement qu'avec les données de la comptabilité nationale) les secteurs en fonction de leur utilisation plus ou moins intensive des TIC. En particulier, la croissance de la productivité globale des facteurs n'est pas très forte dans les secteurs fortement utilisateurs de TIC, à savoir le commerce de gros, le commerce de détail, l'industrie pharmaceutique, les services aux professionnels, la publicité et les études de marché, et la location de biens d'équipement sans opérateur (+0,2% à comparer à +0,0% et +5,2% pour les secteurs faiblement utilisateurs et les secteurs producteurs des TIC en moyenne annuelle sur la période 1987-1998). Ces résultats suggèrent ainsi que l'utilisation intensive des TIC n'a pas engendré de gains de productivité globale des facteurs très importants sur cette période.

Le cadre théorique de la comptabilité de la croissance permet non seulement de décomposer la croissance de la valeur ajoutée, mais également celle des prix. A la différence des autres études sur ce sujet, Crépon et Heckel (2002) mettent aussi en œuvre cette seconde décomposition et montrent ainsi que l'utilisation de l'informatique et la production des TIC ont

dans la synthèse de la littérature ci-dessus).

significativement limité la hausse des prix de la valeur ajoutée, de 0,3 point et 0,4 point respectivement pour une croissance de +1,4% par an en moyenne sur la période 1987-1998.

4. Mesurer l'impact des TIC sur la demande relative de qualifications

Les études consacrées à l'analyse de l'effet de l'informatisation sur la demande relative de qualifications ont examiné le lien empirique entre la part des qualifiés et le stock de capital informatique. Ces études ne sont pas consensuelles : certaines obtiennent un lien positif et significatif, d'autres non (voir synthèse de la littérature ci-dessus).

Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) fournissent une explication possible de certaines des différences obtenues dans la littérature. Ils montrent en effet que les conditions empiriques imposées pour estimer le lien entre la part des qualifiés et le stock de capital sont rejetées avec les données issues des BRN et des DADS. Le test de Sargan (qui permet de tester la cohérence des conditions imposées dans la méthode des moments généralisés) conduit en effet à rejeter sans appel les quatre estimations fondées sur les hypothèses habituellement utilisées pour effectuer des estimations à l'aide de données de panel (et traiter certains biais d'endogénéité), à savoir :

- l'hypothèse d'exogénéité forte du terme d'erreur (i.e. le terme d'erreur est non corrélé aux explicatives),
- l'hypothèse d'effet fixe (i.e. le terme d'erreur comprend un effet fixe par individu qui est corrélé aux explicatives),

- l'hypothèse d'exogénéité faible avec autocorrélation au premier ordre et stationnarité de la corrélation entre les instruments internes et l'effet fixe (i.e. le terme d'erreur est non corrélé aux explicatives retardées et différenciées une fois le modèle quasi-différencié),
- l'hypothèse d'exogénéité faible avec autocorrélation au premier ordre (i.e. le terme d'erreur est non corrélé aux explicatives retardées une fois le modèle différencié puis quasi-différencié).

L'ensemble des conditions imposées étant rejetées, deux estimations faisant les mêmes hypothèses peuvent conduire à des résultats contradictoires car les poids attribués à deux ou plusieurs conditions diffèrent fortement. A noter, Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) utilisent toutes les conditions des moments valides pour chacune de ces hypothèses. Ceci est original dans le cas des hypothèses d'exogénéité forte et d'effet fixe car on se contente en général d'un ensemble de conditions moins grand qui permet juste d'identifier le modèle. Considérer toutes les conditions valides dans ces deux cas permet de tester la compatibilité des hypothèses faites avec les données utilisées.

Les méthodes usuelles pour traiter de l'endogénéité ne semblent donc pas suffisantes puisqu'elles imposent un ensemble de conditions qui est rejeté par les données. De plus, le sens de la relation entre part des qualifiés et capital informatique dépend fortement des hypothèses faites pour traiter de l'endogénéité. Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) montrent que le lien empirique entre la part des qualifiés et le stock de capital informatique est ainsi :

- positif et significatif sous l'hypothèse d'exogénéité forte,
- non significatif sous l'hypothèse d'effet fixe,

- non significatif sous l'hypothèse d'exogénéité faible avec autocorrélation au premier ordre et stationnarité de la corrélation entre les instruments internes et l'effet fixe
- et significatif et négatif sous l'hypothèse d'exogénéité faible avec autocorrélation au premier ordre.

Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) proposent une nouvelle méthode fondée sur l'estimation de la fonction de production (et non pas sur l'estimation directe de la demande de qualification). Le lien entre la part des qualifiés et le stock de capital informatique n'est plus estimé directement mais déduit de la résolution du programme de minimisation des coûts de l'entreprise sous sa contrainte technologique. Une fois la technologie de production connue, il est en effet possible de connaître les paramètres des demandes conditionnelles et donc la réaction des entreprises suite à une hausse du stock de capital informatique (qui est considéré comme un facteur quasi-fixe). Le problème d'endogénéité semble plus facile à traiter à l'aide des techniques usuelles via cette nouvelle approche : l'ensemble de conditions imposées pour estimer la technologie de production n'est plus rejeté par les données sous l'hypothèse d'exogénéité faible avec autocorrélation au premier ordre.

La technologie de production est néanmoins estimée de façon trop imprécise pour conclure quant à l'existence d'un biais technologique et à son ampleur. En effet, selon les estimations de Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004), une hausse de 15% du stock de capital informatique, qui est proche de ce qui a été observé chaque année entre 1994 et 1997, conduirait à une variation du ratio qualifiés sur non qualifiés comprise entre -4,5% et +7,5%. Ces estimations ne permettent donc pas de conclure, et ce d'autant qu'elles ne sont pas

négligeables par rapport à l'évolution observée du ratio qualifiés sur non qualifiés dans les années 90, qui est de +2,3% par an en retenant la même définition que dans cette étude.

L'intérêt de cette nouvelle méthode est donc incertain. Il est en particulier possible que l'ensemble de conditions imposées ne soit plus rejeté par les données uniquement parce que l'estimation est trop imprécise. A noter de plus, cette nouvelle méthode repose sur une hypothèse très forte, celle d'optimisation statique. C'est grâce à cette hypothèse que la demande conditionnelle de qualification peut être déduite de la technologie de production.

5. Mesurer l'impact des TIC sur la productivité

Crépon, Heckel et Riedinger (2006) évaluent la corrélation entre productivité et adoption de différentes TIC. Dans cette approche, les TIC ne sont plus un facteur de production standard accumulé progressivement comme dans Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) par exemple. L'adoption des TIC devient un choix qui change la fonction de production en modifiant l'efficacité de chacun des facteurs. Les données de l'enquête COI, appariées à celles des BRN et des DADS, permettent d'exhiber des gains de productivité significatifs dans les entreprises de l'industrie ayant adopté Internet. Sous réserve que cette corrélation reflète une causalité, l'adoption d'Internet entre 1994 et 1997 expliquerait +0,3 point de la croissance annuelle de la productivité globale des facteurs qui est de 1,8% en moyenne sur cette période pour notre échantillon d'entreprises. Les autres formes d'informatisation que l'enquête COI permet de mesurer (adoption d'un réseau, adoption de micro-ordinateurs non connectés en réseau, adoption de gros systèmes, utilisation de transferts de données à l'intérieur de

l'entreprise et utilisation de transferts de données avec les clients ou les fournisseurs) ne sont en revanche pas corrélées avec les gains de productivité globale des facteurs.

La contribution d'Internet est significative. Elle peut être rapprochée de la hausse de 0,9 point de la croissance de la productivité globale des facteurs mesurée par Cette, Kocoglu et Mairesse (2004) entre le début et la fin des années 90 pour la France avec les données de la comptabilité nationale. Les gains de productivité réalisés dans les années 90 ne résulteraient ainsi pas de la diffusion des « anciennes formes d'informatisation », mais de ses formes les plus récentes, et notamment de la diffusion d'Internet. Le fait que la significativité de la corrélation avec la productivité dépende de la forme d'informatisation fournit un élément d'interprétation pour les différents résultats obtenus par la littérature. Il est possible que les études qui n'ont pas trouvé de corrélation significative entre TIC et productivité aient utilisé des mesures des TIC qui correspondent plutôt aux « anciennes formes d'informatisation ». Ces résultats peuvent également signaler que la corrélation significative entre utilisation d'Internet et productivité résulte d'un biais de sélection. Il est en effet étrange de ne trouver de corrélation significative avec la productivité qu'avec l'utilisation d'Internet alors que toutes les mesures d'adoption des TIC utilisées sont corrélées. Cette corrélation peut provenir du fait que les entreprises qui décident d'adopter Internet sont précisément celles qui ont eu les gains de productivité les plus élevés. Les résultats de cette étude ne sont que des corrélations et doivent être considérés avec prudence dans la mesure où les problèmes d'endogénéité n'ont pu être traités.

Crépon, Heckel et Riedinger (2006) examinent ensuite le rôle des changements organisationnels dans les effets attribués à l'informatisation. Des travaux récents (voir synthèse

de la littérature ci-dessus) suggèrent en effet que les réorganisations pourraient jouer un rôle clé dans l'explication à la fois des gains de productivité et du déplacement de la demande de travail attribués à l'adoption des TIC. L'effet des différentes formes d'informatisation considérées dans l'enquête COI ne dépend pas significativement de l'utilisation des nombreuses pratiques organisationnelles: externalisation, utilisation de normes ISO, démarche de qualité totale, analyse de la valeur, méthode TPM, organisation en centre de profits, utilisation de contrats clients-fournisseurs à l'intérieur de l'entreprise, livraison juste-à-temps, production juste-à-temps, utilisation de groupes d'employés autonomes, utilisation de groupes de résolution de problèmes, utilisation de groupes de projets, responsabilisation des employés de production. Les nouvelles pratiques organisationnelles innovantes ne joueraient donc pas un rôle clé pour expliquer les gains de productivité liés à l'informatisation : ils ne conditionneraient pas ceux attribués ici à l'adoption d'Internet et n'expliqueraient pas qu'aucune corrélation significative ne soit trouvée entre la productivité et les autres formes d'informatisation.

Crépon, Heckel et Riedinger (2006) examinent enfin l'effet différencié des TIC sur l'efficacité des facteurs de production. Il est étonnant que les articles évaluant l'effet des TIC sur la productivité suppose un effet homogène sur l'efficacité des facteurs de production sachant que d'autres études montrent que l'effet des TIC sur la demande de travail est biaisé en faveur des qualifiés. Crépon, Heckel et Riedinger (2006) introduisent donc un effet différencié de l'adoption des TIC sur l'efficacité de chacun des facteurs de production. Cette démarche conduit aux résultats suivants. Premièrement, l'adoption d'Internet ne profiterait pas de façon égale à tous les facteurs. Elle augmenterait surtout l'efficacité des femmes et des employés qualifiés, de 20% à 30%. Deuxièmement, prendre en compte l'hétérogénéité de l'effet sur

l'efficacité des facteurs ne change pas significativement l'effet total de l'adoption d'Internet sur la croissance productivité globale des facteurs. La hausse de l'efficacité des employés qualifiés n'est pas inattendue étant donné la littérature sur le progrès technique biaisé. Ce dernier point n'est néanmoins pas suffisant pour conclure à l'existence d'un biais technologique. En effet, le déplacement de la demande relative de travail des entreprises nécessite non seulement un impact différencié sur les efficacités des différents facteurs, mais aussi des possibilités de substitution suffisantes entre ces facteurs. Ces possibilités de substitution n'ont pas été estimées dans cette étude. Quant à l'impact différencié sur l'efficacité des femmes, il s'agit d'un résultat nouveau qui nécessiterait plus d'investigation.

6. Mesurer l'impact des TIC sur la rémunération et la trajectoire des salariés

Les deux études précédentes utilisent des données au niveau des entreprises. Une approche alternative consiste à exploiter des données au niveau des salariés. Heckel (2006) apparie les données d'entreprises de l'enquête COI et des BRN aux données de salariés (et non d'entreprises) des DADS. Cette approche permet non seulement d'examiner l'effet de l'adoption des TIC sur les entrées et sorties de salariés, mais également leur effet sur la rémunération. Utiliser des données au niveau des salariés permet d'étudier l'impact sur la rémunération d'un employé bien identifié et non sur la rémunération moyenne d'une classe d'employés. En d'autres termes, la variable expliquée n'est pas une rémunération apparente qui est susceptible de varier en raison d'effets de composition.

D'un point de vue théorique, une entreprise qui adopte des TIC peut modifier les flux d'entrées et de sorties des qualifiés et des jeunes car l'adoption des TIC est susceptible de déplacer sa demande de travail en faveur de ces classes de salariés. Si tel est le cas, l'entreprise modifie les flux d'entrées et de sorties de ces classes de salariés de façon à ajuster le stock d'emploi correspondant. La nature du lien entre adoption des TIC par une entreprise et rémunération de ses salariés est en revanche moins bien définie d'un point de vue théorique (Chennels et Van Reenen, 2002). Une idée souvent mise en avant est que les qualifiés et les jeunes, possédant un avantage comparatif dans l'usage de nouveaux outils et dans la capacité d'adaptation à de nouvelles organisations, devraient voir leur rémunération augmenter dans les entreprises ayant adopté ces changements. Evaluer l'effet des TIC non seulement sur les flux d'entrées et de sorties mais également sur la rémunération de différentes classes de salariés est ainsi un moyen de tester si les TIC sont biaisés et si ce biais se traduit par des ajustements sur l'emploi ou sur les salaires.

Heckel (2006) apporte des éléments empiriques sur ces questions. Les flux d'entrées et de sorties de salariés appartenant à différentes classes sont tout d'abord comparés entre les entreprises qui ont et qui n'ont pas adopté des TIC. L'effet de l'adoption des TIC sur les flux d'entrées et de sorties de salariés appartenant à une classe permet de calculer la corrélation entre la croissance des salariés de cette classe et l'adoption des TIC. Celle-ci indique si les entreprises ont modifié la structure de leur main d'œuvre parallèlement à leur adoption des TIC. Heckel (2006) compare également les croissances des salaires d'employés appartenant à différentes classes selon que leurs entreprises ont ou n'ont pas adopté des TIC. La corrélation

entre croissance des salaires et adoption des TIC indique si les entreprises ont modifié le salaire de certaines classes d'employés parallèlement à leur adoption des TIC.

Selon les résultats de cette étude, les corrélations entre adoption de nouvelles technologies et croissance de l'emploi et entre informatisation et croissance des salaires sont peu significatives pour les quatre classes d'âge introduites (moins de 30 ans, de 30 à 40 ans, de 40 à 50 ans et plus de 50 ans) et les cinq classes de qualifications (ouvriers non qualifiés, ouvriers qualifiés, employés, professions intermédiaires et cadres et ingénieurs). Ces corrélations sont non significatives pour les deux mesures de l'adoption de nouvelles technologies retenues par Heckel (2006) : le changement des outils informatique et l'adoption d'Internet. Ces résultats ne sont que des corrélations. Celles-ci suggèrent néanmoins que les entreprises qui ont adopté des TIC n'ont pas fortement déplacé leur demande de travail en faveur des jeunes ou des qualifiés par rapport aux autres.

L'absence de corrélation entre croissance de l'emploi et adoption de nouvelles technologies cache néanmoins des corrélations positives et significatives avec les entrées et les sorties qui se compensent. Les flux d'entrées et de sorties sont donc plus élevés dans les entreprises qui ont adopté de nouvelles technologies pour certaines classes de salariés (les ouvriers non qualifiés pour l'adoption d'Internet par exemple). Ces flux peuvent résulter de biais des nouvelles technologies en faveur de certaines classes de salariés plus fines que celles considérées ici.

De même que dans l'étude précédente, le rôle éventuel des réorganisations est pris en compte. Quatre variables mesurant respectivement l'adoption de dispositifs visant à gérer la qualité, les délais, les frontières de l'entreprise et l'implication de la main d'œuvre sont successivement introduites. Les corrélations entre adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles et croissance de l'emploi et entre adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles et croissance des salaires sont elles aussi peu significatives. Ce dernier résultat suggère que la non prise en compte des nouvelles pratiques organisationnelles n'explique pas qu'aucune des corrélations décrite ci-dessus ne soit significative.

7. Synthèse

Les travaux présentés s'inscrivent dans le cadre des nouvelles théories de la croissance. L'objectif est en effet de déterminer empiriquement si certains facteurs expliquent le progrès technique de façon endogène. Les facteurs testés dans les différentes études sont :

- le développement des nouvelles technologies,
- la diffusion de nouvelles pratiques organisationnelles,
- le capital humain
- et l'interaction de ces facteurs.

Les conséquences en terme de demande de capital humain sont également évaluées. Le tableau ci-dessous résume les principales hypothèses et les résultats de ces études.

L'étude de Crépon et Heckel (2002) montre à l'aide de la comptabilité de la croissance qu'utilisation et production des TIC expliqueraient une part importante de la croissance dans les années 90 en France. Le résultat concernant la production des TIC est important dans la mesure où les données d'entreprises utilisées permettent d'isoler plus finement les secteurs producteurs des TIC que les données de la comptabilité nationale. Quant au résultat sur l'utilisation des TIC, il montre que les exercices comptables visant à mesurer la contribution de celle-ci à la croissance à l'aide de données d'entreprises conduisent à des évaluations nettement plus élevées que celles obtenues à partir des données de la comptabilité nationale (cf. paragraphe 3). Il serait intéressant de mener de nouvelles investigations visant à comprendre les sources des écarts entre les évaluations fondées sur la comptabilité nationale et celles fondées sur les données d'entreprises.

Une autre voie de recherche consiste à relâcher une des principales hypothèses de la comptabilité de la croissance, celle de l'égalité des élasticités de la production par rapport aux facteurs à la part de la rémunération des facteurs dans la production. C'est ce qui est fait dans l'étude de Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) puisque la fonction de production est estimée. Elasticité et part de la rémunération dans la production peuvent différer parce que les hypothèses de concurrence parfaite de la comptabilité de la croissance (sur le marché des produits et des facteurs) ne sont pas vérifiées. Elasticité et part de la rémunération dans la production diffèrent également si certains facteurs de production non observés sont complémentaires avec ceux qui sont observés. L'adoption des TIC est en particulier susceptible de s'accompagner de changements organisationnels et de formations du personnel dont le coût n'est pas pris en compte dans le calcul de la part de la rémunération des TIC dans la production.

Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) estiment la fonction de production et proposent également une méthode pour en tirer des conséquences quant à la demande de capital humain. Les résultats sont néanmoins décevants : il est difficile d'estimer précisément l'élasticité de la production au matériel informatique, et par conséquent de la comparer à la part de la rémunération du matériel informatique dans la production ou d'en tirer des conséquences quant à la demande de capital humain. Cette difficulté provient de l'endogénéité de la décision d'adoption des TIC qui est souvent ignorée dans les études empiriques. La contribution de Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) à la littérature est dès lors essentiellement méthodologique : ils proposent une méthode qui permet de tirer des conclusion sur la demande de capital humain à partir de la fonction de production. Cette méthode est intéressante car les tests usuels appliqués aux données utilisées indiquent qu'il est plus facile de traiter le biais d'endogénéité dans l'estimation de la fonction de production que dans l'estimation de la demande de capital humain.

Ces questions peuvent être approfondies de plusieurs façons. Premièrement, les données utilisées par Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) couvrent la période 1994-1997. Les mêmes données sont maintenant disponibles sur la période 1994-2004. L'exploitation de ces données est en cours. Elle devrait conduire à des estimations plus précises, d'autant que la taille de l'échantillon a grossi après 1997. Deuxièmement, Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) montrent qu'il est difficile d'estimer précisément l'élasticité de la production par rapport matériel informatique. Une façon d'améliorer la précision de cette estimation est d'imposer des contraintes. Il serait en particulier intéressant d'estimer l'élasticité de la production par rapport matériel informatique en ajoutant des équations correspondant à l'égalité

de l'élasticité de certains des autres facteurs (les consommations intermédiaires, le travail non qualifié et le travail qualifié par exemple) à la part de leur rémunération dans la production. Les élasticités de la production par rapport à ces facteurs et les parts de la rémunération dans la production correspondantes seraient ainsi égales pour chaque entreprise en moyenne sur la période. La technologie de production ne serait plus estimée seule, mais conjointement avec ces équations supplémentaires.

Une dernière voie de recherche concerne les indices de prix utilisés pour le matériel informatique. Les indices hédoniques qui prennent en compte les améliorations de qualité des ordinateurs décroissent à des rythmes très élevés, de plus de 10% dans les années 90 et conduisent à des croissances très fortes du matériel informatique au cours du temps (C'est d'ailleurs pour cela que la contribution de l'utilisation du matériel informatique calculée à partir de la comptabilité de la croissance est très sensible à l'estimation de l'élasticité de la production au matériel informatique). Il est étonnant que les études sur données individuelles n'est pas cherché (à notre connaissance) à tester l'utilisation de tels indices de prix (alors qu'elles ont testé l'utilisation de la part de la rémunération du matériel informatique dans la production pour évaluer l'élasticité de la production au matériel informatique). Un tel test pourrait être mené en régressant le résidu de Solow sur la part de la rémunération du matériel informatique dans la production. Le coefficient devant la part de la rémunération du matériel informatique dans la production correspond à l'écart entre la croissance de l'indice des prix qu'il faudrait utiliser et celui utilisé (sous les hypothèses de la comptabilité de la croissance et en supposant que le matériel informatique en valeur et la part de sa rémunération dans la production sont bien mesurés).

Crépon, Heckel et Riedinger (2006) centrent également leur analyse sur la part du progrès technique qui peut être expliquée par le développement des TIC. Leurs résultats suggèrent que le progrès technique dans les années 90 en France serait lié à une des formes les plus récentes des TIC, à savoir l'adoption d'internet. Un lien significatif entre progrès technique et TIC n'existerait ainsi pas pour toutes les nouvelles technologies. Ceci pourrait expliquer que Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004) qui utilisent une mesure assez large de l'adoption des TIC (la croissance du stock de matériel informatique) n'obtiennent pas de lien significatif. Quant aux complémentarités au niveau de la fonction de production, Crépon, Heckel et Riedinger (2006) montrent qu'il y en aurait entre l'adoption d'internet et le capital humain, mais pas entre l'adoption d'internet et l'utilisation de nouvelles pratiques organisationnelles. La contribution de Crépon, Heckel et Riedinger (2006) à la littérature est non seulement empirique (ces résultats sont nouveaux), mais également méthodologique : ils proposent une méthode pour estimer le lien entre progrès technique et TIC qui prenne en compte les complémentarités entre TIC et capital humain.

Les complémentarités entre TIC et capital humain mises en évidence au niveau de la fonction de production par Crépon, Heckel et Riedinger (2006) ne se traduisent pas forcément par une modification de la demande de capital humain suite au développement des nouvelles technologies. La demande de capital humain dépend aussi des possibilités de substitution entre les différents facteurs de production considérés. Heckel (2006) montre que les entreprises qui ont adopté internet (ou d'autres TIC) n'ont pas changé significativement leur demande de capital humain dans les années 90 en France. Des complémentarités entre TIC et capital humain

existeraient bien au niveau de la technologie de production, mais elles ne seraient pas révélées par le comportement de demande de capital humain des entreprises en raison sans doute de possibilités de substitution insuffisantes. La contribution de Heckel (2006) à la littérature est empirique car les résultats présentés sont nouveaux, mais également méthodologique car il propose une méthode pour estimer à partir de données individuelles de salariés la demande de capital humain des entreprises.

Etude	Hypothèses principales	Résultats
Crépon et Heckel (2002)	1) Fonction de production 2) Optimisation statique 3) Elasticité = part de la rémunération des facteurs dans la production	1) Forte contribution de l'utilisation et de la production des TIC à la croissance
Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2004)	1) Fonction de production 2) Optimisation statique	1) Estimation de l'élasticité de la production au matériel informatique non significative, mais très imprécise 2) Estimation de l'élasticité de la demande de capital humain au matériel informatique non significative, mais très imprécise
Crépon, Heckel et Riedinger (2006)	1) Fonction de production	1) Forte contribution de l'adoption d'internet à la croissance 2) Faible contribution de l'adoption d'autres TIC (réseaux, microordinateurs, gros systèmes ...) à la croissance 3) Complémentarités significatives entre adoption d'internet et capital humain au niveau de la fonction de production 4) Complémentarités non significatives entre adoption d'internet et utilisation de nouvelles pratiques organisationnelles au niveau de la fonction de production
Heckel (2006)	1) Demande de travail et équation de salaire statiques	1) Déplacement non significatif de la demande de capital humain suite à l'adoption des TIC 2) Déplacement non significatif de la demande de capital humain suite à l'adoption jointe des TIC et de nouvelles pratiques organisationnelles

8. Dossier de publications

Voici les 4 articles présentés dans la thèse (en gras ci-dessous), ainsi que les publications qui correspondent à des versions préliminaires de ces articles.

1^{er} article :

Heckel T. (2000), “La contribution à la croissance du capital informatique”, L’Économie française, p. 105-125

Crépon B. et Heckel T. (2001), “La contribution de l’informatisation à la croissance française : une mesure à partir des données d’entreprises”, Economie et Statistiques, N°339-340, p. 93-116

Crépon B. and Heckel T. (2002), “Computerization in France: An Evaluation Based on Individual Company Data”, Review of Income and Wealth, N°48(1), p. 77-98

2^{ième} article :

Biscourp P., Crépon B., Heckel T. et Riedinger N. (2002), “Les entreprises et la baisse du prix des ordinateurs”, Economie et Statistique, N° 355-356, p. 3-20

Biscourp P., Crépon B., Heckel T. et Riedinger N. (2004), “Measuring the skill bias of technical change from the production function: The case of France”, Document de Travail INSEE et CREST

3^{ème} article :

Crépon B., Heckel T. et Riedinger N. (2006), “Have Information Technologies shifted upward Multifactor productivity in the 90s: Evidence from French firm-level data”, A paraître dans les Annales d’Economie et de Statistique

4^{ème} article :

Heckel T. (2006), “Les nouvelles technologies ont elles favorisées la trajectoire et la rémunération des jeunes et des qualifiés dans les années 90 en France ? Une étude à partir de données appariées entre individus et entreprises”, A paraître dans la Revue Economique

9. Bibliographie

Comptabilité de la croissance

Atkinson M. et Mairesse J. (1978), “Length of life of equipment in French manufacturing industries”, Annales de l'INSEE, N°30/31, p.23-48

Cette G., Kocoglu Y. et Mairesse J. (2004), “The Impact of the diffusion of Information and Communication Technologies (ICT) on productivity per employee in France”, Bulletin de la Banque de France Digest, N° 123, <http://www.banque-france.fr/gb/publi/main.htm>

Gordon R. (1999), “Has the New Economy Rendered the Productivity Slowdown Obsolete”, Working Paper, <http://faculty-web.at.northwestern.edu/economics/gordon/researchhome.html>

Mairesse J., Cette G. et Kocoglu Y. (2000), “Les technologies de l’information et de la communication en France : diffusion et contribution à la croissance”, *Economie et Statistique*, N°339-340, p. 117-146

Oliner S. D. et Sichel D. E. (2000), “The Resurgence of Growth in the late 1990s: Is Information Technology the Story?”, *Journal of Economic Perspectives*, N°14 (Fall), p. 3-22

Oliner S. D. et Sichel D. E. (2002), “Information technology and productivity: Where are we now and where are we going?”, *Federal reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Third Quarter, p. 15-44

Estimation de fonctions de production

Brynjolfsson E. et Hitt L. M. (2003), “Computing productivity: Firm-level evidence”, *Review of Economics and Statistics*, N°85 (4), p. 793-808

Doms M., Dunne T. et Troske K. (1997), “Workers, Wages and Technology”, *Quarterly Journal of Economics*, N°112(1), p. 253-290

Greenan N., Mairesse J. et Topiol-Bensaid A. (2001), “Information Technology and Research and Development Impacts on Productivity and Skills: Looking for Correlations on French Firm-Level Data”, *NBER Working Paper*, N°8075

Lehr B. et Lichtenberg F. (1999), “Information Technology and its impact on Productivity: firm-level evidence from government and private data sources, 1977-1993”, *Canadian Journal of Economics*, N°32(2), p. 335-357

Stolarick K. (1999), “IT Spending and Firm Productivity: Additional Evidence from the Manufacturing Sector”, *Center for Economic Studies Working Paper*, N°99-11

**Complémentarités entre informatisation, changement organisationnel et capital humain
au niveau de l'entreprise ou de l'industrie**

Askenazy P. et Gianella C. (2000), "Le paradoxe de productivité : les changements organisationnels, facteur complémentaire à l'informatisation", *Economie et Statistique*, N°339-340, p. 219-241

Black S. et Lynch L. (2001), "How to Compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity", *The Review of Economics and Statistics*, N°83(3), p. 434-445

Black S. et Lynch L. (2004), "What's Driving The New Economy? The benefits of workplace innovation", *Economic Journal*, N°114(493), p. F97-116

Bresnahan T. (1999), "Computerisation and Wage Dispersion: an analytical Reinterpretation", *Economic Journal*, N°109(456), F390-F415

Bresnahan T., Brynjolfsson E. et Hitt L. (2002), "Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, N°117(1), p. 339-376

Cappelli P. et Neumark D. (1999), "Do "high performance" work practices improve establishment-level outcomes?", *NBER Working Paper*, N°7374.

Caroli E. and Van Reenen J. (2001), "Skill-Biased Organizational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments", *The Quarterly Journal of Economics*, N°116(4), p. 1449-1492

Chennels L. and Van Reenen J. (2002), "Has Technology hurt the less skilled workers? An

econometric survey of the effects of technical change on the structure of pay and jobs”, dans L'Horty Y., Greenan N. et Mairesse J. eds, Productivity, Inequality and the Digital Economy, MIT Press, p. 175-225

Dunne T. et Troske K. (2004), “Technology Adoption and Workforce Skill in U.S. Manufacturing Plants”, IZA Discussion Papers, N°1427

Gollac M., Greenan N. et Hamon-Cholet S. (2000), “L’informatisation de l’« ancienne » économie : nouvelles machines, nouvelles organisations et nouveaux travailleurs”, Economie et Statistique, N°339-340, p. 171-201

**Complémentarités entre informatisation, changement organisationnel et capital humain
au niveau du salarié**

Bartel A., Ichniowski C. et Shaw K. (2005), “How Does Information Technology Really Affect Productivity? Plant-Level Comparisons of Product Innovation, Process Improvement and Worker Skills”, NBER Working Paper, N°11773

Bauer T. et Bender S. (2001) “Flexible Work Systems and the Structure of Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data”, IZA Working Paper, N°353

Black S., Lynch L. et Krivelyova A. (2003), “How Workers Fare When Employers Innovate”, NBER Working Papers, N°9569

Borghans L. et Ter Weel B. (2001), “Computers, Skills and Wages”, Mémoire de recherche du Maastricht Economic Research Institute on Innovation and Technology, N° 019

Borghans L. et Ter Weel B. (2005), “How Computerization has Changed the Labour Market: A Review of the Evidence and a New Perspective”, in Soete et Ter Weel (eds), *The Economics of the Digital Society*, p. 129-247

Cappelli P. et Carter W. (2000), “Computers, Work Organization and Wage Outcomes”, NBER Working Paper, N°7987

Entorf H., Gollac M. et Kramarz F. (1999), “New Technologies, Wages, and Worker Selection”, *Journal of Labor Economics*, N°17(3), p. 464-491

Chapitre 1 :

Computerization in France: An Evaluation

Based on Individual Company Data

Bruno Crépon et Thomas Heckel (2002)

Review of Income and Wealth, N°48(1), p. 77-98

Abstract

In this article we evaluate the contribution of Information and Communication Technologies (ICT) to the growth of value added during the last 15 years in France. Following North American studies, we use traditional growth accounting methods to assess the relative size of two types of contribution : on the one hand the effect of the use of Information Technologies (IT) on growth due to the accumulation of IT capital taking place within all industries ; on the other hand the contribution of the production of ICT to growth due to the strong total factor productivity (TFP) gains achieved in the industries producing ICT. We use individual company data aggregated by industry, which provide us with a measure of the firm's computer stock and makes a detailed investigation possible.

The contribution of the use of IT turns out to be significant around 0.3 of a point for an average annual value added growth of 2.6% during the period 1987-1998. It is concentrated in a small number of industries that make an intensive use of computers. The contribution of the production of ICT is also substantial: 0.4 of point over the same period. All in all, we evaluate the contribution of ICT in France at 0.7 of point of annual growth during the period 1987-1998.

We also use the dual approach of growth accounting to evaluate the contribution of ICT to price evolutions. Our results show that the use of IT and the production of ICT have significantly reduced the value-added price inflation by 0.3 and 0.4 of a point respectively for an average annual price growth of 1.4% between 1987 and 1998.

Keywords: Growth accounting – Primal and Dual approaches – Aggregate productivity - Sectoral productivity - Information and Communication Technologies - Computerisation

JEL classification: O30-O40-O41-O47

1. Introduction

For a long time it has been thought that companies' investments in Information and Communication Technologies (ICT) have not led to the productivity gains one might have expected. The very strong growth seen in the United States in the second half of the 1990s has revived the discussion concerning this productivity paradox (attributed to Solow). The growth rate for labour productivity in fact rose from 1.5% to 2.5% between 1991-1995 and 1996-1999 in the non-farm market sector. Numerous economists have tried to explain the rebound in the labour productivity growth rate since 1995 by the development of ICT.

At the microeconomic level it has been difficult to find evidence of the impact of ICT on labour productivity (Greenan and Mairesse (2000), for France) but studies concerning the more recent period now point to a significant effect (Brynjolfsson and Hitt (2000) for the U.S. and Biscourp, Crépon, Heckel and Riedinger (2001) for France). The microeconomic approach is nevertheless not sufficient as it does not provide a quantification of this effect for

the whole economy. We use in this study the macroeconomic (growth accounting) approach, which is suitable to measure how large the effect on GDP growth is.

According to the most recent estimates on U.S. data (Oliner and Sichel, 2000), more than half of the increase in labour productivity could be attributed to ICT. A major question is whether such a contribution to growth stems from the diffusion of these technologies in the economy (**the use of ICT**) or that it finds its origin in the dynamism of sectors producing them (**the production of ICT**). Whereas Oliner and Sichel attribute substantial effects to both sources of growth, Gordon (2000) maintains that the acceleration in productivity gains at the aggregate level is only concentrated in ICT producer sectors, which results from the substantial technical progress made in the field of new technologies. The rise in the labour productivity growth rate in the United States in the past decade results mainly, in his view, from, on the one hand, gains in total factor productivity (TFP) in the ICT producer sectors and, on the other, from the pro-cyclical nature of productivity. In the other sectors of the economy, which are simply users of ICT, the growth rate of TFP seems to have shown no structural increase as a result of the more intensive use of these technologies.

In the French case, the problem posed is clearly quite different. There was no substantial and lasting upswing during the 1990s, nor was there an increase in the rate of labour productivity gains at the aggregate level. We therefore simply measure the level of the contribution of ICT and not its change over the 90's. We also look at the origin of this contribution, namely the use and/or the production of ICT.

Following the North American studies, we use the traditional growth accounting framework to define the contributions of ICT to value-added and labour productivity growth (**primal approach**). But this study is somewhat unique as it also uses the **dual approach** of growth accounting to define the contribution of ICT to price change.

In order to determine the contribution of the use of ICT, it is essential to measure the stock of ICT, for which little information is available on this point in France. The work by Mairesse, Cette and Kocoglu (2000), carried out using **national accounts data** for the whole of the economy, fills an important gap in this respect. According to this work, ICT's place in the productive factor combination is still marginal in France, and this would partly explain why the contribution of the use of ICT they find is much smaller than the one in Oliner and Sichel (2000). Concerning the contribution of the production of ICT, national accounts data do not yet provide sufficient details in order to isolate the industries producing ICT.

For this article, we have used an alternative data set. Our data set is constructed from a large sample of firms (roughly 300,000 a year) aggregated by sector of activity. Our data come from **tax returns** of firms in industry and market services, excluding the financial sector. This source provides an alternative to the evaluations in the national accounts. It offers the advantage of giving measures of the stock of Information Technologies (IT)⁴ that comes directly from the tax declarations by firms regarding their fixed assets in "Office, Computing and Accounting Machinery" (OCAM).

⁴ We have used the term information technologies (IT) to comprise computers and computer-related equipment (mainly printers). Note that this category only covers computers and not the other capital goods falling under the definition of ICT, such as electronic or communication equipment. Nor does it cover the IT content of production processes.

This data set makes it possible to do a more detailed investigation than the aggregate national accounts-based studies. Our sample of firms is aggregated at a fine industry level (2-digit). We are therefore able to investigate the heterogeneity of the use of IT across sectors. Moreover we are able to focus on the industries producing ICT and to evaluate their TFP gains which is not possible with national accounts data. We are therefore able to measure the contribution of the production of ICT to growth.

We find that ICT makes a substantial contribution to value-added growth, amounting to 0.7 of a point per annum in the period 1987-1998, out of average GDP growth of 2.6%. This total contribution is defined as the sum of the contributions of the use of IT and of the production of ICT. The contribution of the use of IT in all industries amounts to 0.3 of a point. This contribution stems from the intensive use of IT by a small number of sectors. The contribution of the production of ICT amounts to 0.4 of a point and reflects the strong TFP gains in the industries producing ICT.

Our analysis further suggests that the development of ICT has limited the rise in production costs and therefore helped to moderate inflation. According to our calculations, ICT made a negative contribution to the price rise which we put at -0.7 of a point for an average value-added price rise of 1.4% over the period 1987-1998. Out of this -0.7 of a point, -0.3 corresponds to price declines in the use of IT and -0.4 to price declines in the production of ICT. These contributions are quite substantial. They result mainly from our estimate of the share of IT capital in the productive factor combination which is much higher than the share evaluated from national accounts data (Cette and al., 2000). We discuss possible reasons for such a discrepancy in the section devoted to the results.

In what follows, we first set out the theoretical framework to measure the various contributions of ICT to growth. We then present the data we have used. Finally we discuss our results, first regarding the contribution made by the use of IT and the production of ICT in the whole of the economy, and then focusing on the heterogeneity of these contributions across sectors.

2. The theoretical growth accounting framework

Growth in an economy, a sector or a firm can be broken down according to the growth of the various factors entering into production. The formal expression for this decomposition was proposed by Solow (1957). Similarly, price changes can be approximated using the price changes of the different production factors (Shapiro, 1987). The aim of this part is to set out the theoretical framework used to carry out these various decompositions and to identify the contribution of IT to growth in value added and price changes.

The theoretical framework used to decompose growth is based on a production function $Y_t = A_t F(X_t^1, \dots, X_t^K)$ which relates production (Y_t) to the various factors (X_t^i). Growth accounting consists of decomposing growth in output on the basis of the differentiated form of this function:

$$\begin{aligned} d \log Y_t &= \sum_k \frac{\partial \log F}{\partial \log X_t^k} d \log X_t^k + d \log A_t \\ &= \sum_k \varepsilon_t^k d \log X_t^k + d \log TFP_t \end{aligned}$$

where ε_t^k represents the elasticity of output to factor k . The contribution of factor k to growth is then defined by $\varepsilon_t^k d \log X_t^k$. The unexplained portion $d \log A_t = d \log TFP_t$ corresponds to the rate of TFP growth, i.e. to that part of growth which cannot be attributed to the increase in any one production factor and is therefore attributed to technical progress.

On the assumption of constant returns to scale ($\sum \varepsilon_t^k = 1$) and perfect competition on the product and factor markets, it can be shown that the changes in the output price (P_t) can be decomposed in similar fashion using the changes in prices of inputs (P_t^k), the shares of their remuneration in total cost ($\alpha_t^k = P_t^k X_t^k / \sum P_t^l X_t^l$) and a residual term that can also be interpreted as the TFP growth rate:

$$d \log P_t = \sum_k \alpha_t^k d \log P_t^k - d \log TFP_t$$

The contribution of the price of factor k to the change in prices is then defined simply as $\alpha_t^k d \log P_t^k$. Notice that gains in TFP help to lower total cost and therefore contributes negatively to price change.

On the assumption of constant return to scales and perfect competition on product and factor markets, both the elasticities ε_t^k and the shares α_t^k are simply measured by the share of the remuneration of factor k in value added⁵:

$$\varepsilon_t^k = \alpha_t^k = \pi_t^k = P_t^k X_t^k / P_t Y_t \quad (1)$$

It is therefore a simple matter to determine the contribution of each factor to output and price growth insofar as one can measure the share of its remuneration in value added.

The strength of these two approaches, known as primal and dual growth accounting approach, is that they require no particular assumptions concerning production technology. On the other hand, they are heavily reliant on the assumptions regarding competition on the product and factor markets, as well as on the assumption of constant returns to scale. Several studies have highlighted the sensitivity of TFP measurement to these assumptions⁶. In fact, the TFP gains that can be estimated on the basis of the primal and dual approaches are generally different and show weak correlation over time. Roeger (1991) shows that this difference can be related to the existence of imperfections on the product markets, invalidating both measures of TFP.

In practice, however, the primal approach is regularly carried out for the standard production factors. This approach is also the one used in all the studies that have attempted to measure the contribution of computerisation to growth (see Oliner and Sichel (2000) and Jorgenson and Stiroh (2000) for the United States; Schreyer (2000) for a set of European countries; Cette and al. (2000) for France). On the other hand, we know of no study that has attempted to determine the impact of ICT on price changes, either in France or the United States.

⁵ On the assumption of perfect competition, the producer maximises his profits by equating the marginal productivity of each of his inputs to their respective costs, so that elasticities of output to inputs are equal to the ratio of inputs costs to value added:

$$A_t F_k' = P_t^k / P_t \Rightarrow \varepsilon_t^k = A_t F_k' X_t^k / (A_t F) = P_t^k X_t^k / P_t Y_t = \pi_t^k$$

Under the additional assumption of constant return to scales, value-added is equal to total cost so that:

$$\alpha_t^k = \pi_t^k$$

⁶ See Hall (1988), Roeger (1991) and Klette and Griliches (1996).

The theoretical framework for growth accounting was applied here, adopting the usual hypotheses (competition on product and factor markets, constant returns to scale) and introducing a relatively large set of production factors⁷. As regards labour, three skill levels (L^i) were distinguished. As regards capital, we examined its heterogeneity by introducing nine capital goods (K^i), including IT capital. We then broke down growth as follows:

$$\Delta \log(Y) = \sum \pi^{L^i} \Delta \log L^i + \sum \pi^{K^i} \Delta \log K^i + \Delta \log TFP \quad (2)$$

where π^{L^i} and π^{K^i} represent the share of the remuneration of each skill level and each form of capital in value added. Since it is the rebound in labour productivity in the US that has revived the discussion about the Solow paradox, we also use the primal approach to decompose labour productivity following Oliner and Sichel (2000). By taking the overall workforce L , the direct sum of the numbers of the various skill categories of employees, the growth in labour productivity can indeed be decomposed by changing (2) into:

$$\Delta \log(Y/L) = \sum \pi^{L^i} \Delta \log L^i / L + \sum \pi^{K^i} \Delta \log K^i / L + \Delta \log TFP \quad (3)$$

The magnitude $\sum \pi^{L^i} \Delta \log L^i / L$ is usually interpreted as the change in the average quality of labour.

In a similar manner, the change in prices was decomposed according to the change in the cost of each of these skill levels and each of the types of capital:

$$\Delta \log(P) = \sum \pi^{L^i} \Delta \log P^{L^i} + \sum \pi^{K^i} \Delta \log P^{K^i} - \Delta \log TFP \quad (4)$$

These decompositions can be performed at different aggregation levels. In what follows, we focus on the distinction between the sectors producing ICT and the other sectors which we will call users. We therefore perform the decompositions for the group of producers and for the group of users (see section 3 for the exact definition of the producer sectors).

Contribution of the use of IT

Looking at the contribution made by the use of IT, IT is considered as an input of the production process. The contribution of the use of IT is therefore simply defined as its contribution as a particular input in the production process, i.e. as $\pi^{IT} \Delta \log K^{IT}$ for the growth in activity, $\pi^{IT} \Delta \log K^{IT} / L$ for the growth in labour productivity and $\pi^{IT} \Delta \log P^{IT}$ for the change in prices. Since IT is used as an input of the production process both in the user and producer sectors, this contribution is defined in both group of sectors.

Note that the contribution defined from the primal approach (contribution to value added and labour productivity growth) implicitly assumes that the growth rate of IT capital (and other inputs as well) is exogeneous. In the case of IT capital, this simplifying assumption is surely not verified since the accumulation of IT is strongly endogeneous and results from the price declines in IT. Biscourp and al. (2001) address this issue in more detail. The decompositions derived from the growth accounting must therefore be understood as formal calculations giving order of magnitudes rather than exact measures (Hulten, 2000).

⁷ In order to simplify notations, we suppress from now on the time index.

Contribution of the production of ICT

When considering the contribution of the production of ICT, ICT is considered as the product of the production process. We therefore only consider the decompositions concerning the group of producers. We make the simplifying assumption that the TFP gains in these sectors - i.e. the part of the real growth or price rise that can not be accounted for by the increase in the inputs or the change in prices of those inputs - represent the substantial technical progress achieved in the field of ICT. The contribution of the production of ICT is then simply defined as the TFP gains in the producer sectors.

Overall contribution

The contribution of ICT to overall growth in the economy is simply defined as the result of the contributions of the use of IT (in the producer and user sectors) and of the contribution of the production of ICT (in the producer sectors).⁸ One can then determine this overall contribution by summing the various components, weighted by the share of these two groups in total value added:

$$\sigma^{USERS} (\pi^{IT} \log K^{IT})^{USERS} + \sigma^{PROD} (\pi^{IT} \Delta \log K^{IT} + \Delta \log TFP)^{PROD} \quad (5)$$

where σ^{USERS} et σ^{PROD} represent the respective shares of the user and producer sectors in total value added ($\sigma^{USERS} + \sigma^{PROD} = 1$). In the same way, one can define the overall contribution to the change in prices by:

$$\sigma^{USERS} (\pi^{IT} \Delta \log P^{IT})^{USERS} + \sigma^{PROD} (\pi^{IT} \Delta \log P^{IT} - \Delta \log TFP)^{PROD} \quad (6)$$

3. The data used

Exploitation of the various sources of tax data enabled us to build up a comprehensive sectoral database distinguishing IT capital from other capital goods at a detailed sectoral level (2-digit). In this way we were able to examine in detail the role played by IT over the period 1984-1998, taking into account of both the heterogeneity of production factors and that of the productive factor combination as between different sectors.

Measuring IT capital

Our study is based on a measure of IT capital available at the firm level from tax returns of companies subjected to the BRN (normal real profit) tax regime. This gives a very large sample of firms, averaging (after clean-up⁹) 300,000 firms per year over the period 1984-1998 (Appendix A).

⁸ Note that for a complete approach we would also have to examine the contribution of “C”, i.e. communication equipment in the use of ICT (and not simply IT). However, we do not have data singling out the use of communication equipment by industry.

⁹ A major clean-up job had to be carried out to take account of the improvement over time in the quality of the recording of information under the BRN regime (Appendix A).

To work with this database is particularly interesting for at least two reasons. Firstly it provides an alternative measure for IT capital which does not rely on the same assumptions as those estimated by national accounts through the so-called perpetual inventory method¹⁰. It is therefore of particular interest to compare the weight of IT capital in the productive combination between this alternative measure and the measure stemming from national accounts to test their consistency. Secondly this measure can be aggregated at a very fine sectoral level (2-digit). This allows to point out the heterogeneity of the use of IT across industries. It also allows to evaluate the contribution of the production of ICT to productivity since TFP gains can be computed in the sectors producing ICT goods and services.

In the company accounts, IT capital is included in the item for fixed assets entitled «Office, Computing and Accounting Machinery» (OCAM). We have introduced two corrections in order to estimate IT capital from this item (Appendix B). The first correction deals with the fact that the OCAM item includes other office equipment (typewriters, telephone handsets, etc.) and furniture (desks, chairs) in addition to computers. We therefore took only a fraction of the OCAM item in measuring the stock of IT capital. On the basis of national accounts data we have chosen a conservative share of 50% (in current prices) to be sure that the larger share of IT in value added we find when compared with national accounts data (see section 3) is not due to this assumption¹¹. Our results are nevertheless heavily dependent on the evaluation of this share¹² and on its homogeneity as between different sectors of the economy¹³.

We introduced a second correction to take into account that fixed assets in company accounts are valued at historic (acquisition) cost. This correction makes it possible to move from the stock measured at historic cost to the stock measured at current prices. It is a function of the average length of life, of the price change and of the amortised portion of the capital good in question¹⁴.

Our measure of IT capital is actually not available for all the tax returns. Tax returns containing the item OCAM are indeed obtained in quasi-exhaustive fashion for the larger firms¹⁵ but by sampling for the others. The information on OCAM is only available for a sample of 30,000 firms per year. We have aggregated this sample of 30,000 firms into detailed (2-digit) sectors and used the shares to break down the broader item of fixed assets which is available for all the tax returns and which includes not only the OCAM item but

¹⁰ The perpetual inventory method simulates the process of capital accumulation from investment flows in order to compute the corresponding stock. The denomination “perpetual inventory method” is unsuitable since no inventory is done. The denomination “chronological method” seems more relevant (Cette and al., 2000).

¹¹ This fraction has been fixed on the basis of national accounts data relating to investment in each of the capital goods included in the OCAM item at aggregate level. This fraction was assumed to remain constant over the period of our study, given that it remains stable at aggregate level (Appendix B).

¹² Moving the share from 50% to 75% does indeed change importantly the contribution of the use of IT to value-added growth from 0.32 to 0.48 of a point.

¹³ Adopting the same share as in the OCAM item for all the sectors does not introduce any bias in our measurement of IT capital at aggregated level. Nevertheless it leads to underestimation of this stock in sectors where the share is high and overestimation in sectors where it is low.

¹⁴ This adjustment comes down simply to assimilating the stock of capital to an investment made in the past at date $t-a$ where a is the average age of the capital (Appendix B)

¹⁵ The information concerning the item OCAM is available for more than 90% of firms with more than 500 employees.

also items corresponding to general installations, transport material and reusable packaging materials¹⁶.

Measuring other inputs

In all there were nine capital goods from the tax returns, which we have re-grouped in three aggregates: the first comprises construction, buildings and general installations; the second brings together technical installations, transport equipment, office equipment, furniture and reusable packaging; the third corresponds to IT.

In order to take account of the heterogeneity of labour input, we used a different source of individual employee data, namely the DADS (annual declarations of social data made by firms). These declarations show remunerations and occupational categories for a large sample of employees. Using this information we built up data for three skill levels: one for unskilled blue- and white-collar workers, a second for skilled blue- and white-collar workers, and the third for business heads, senior executives and intermediate occupations. Using this sample of employees at a detailed sectoral level (2-digit), we built up fixed breakdown scales, making it possible to break down the number of employees as well as the total wage bills available in tax returns (Appendix B).

These data were aggregated at a fine sectoral level (2-digit) and, when necessary, deflated using chained price indices from the national accounts. The index for the prices of investment in IT was partly based on the American index produced by the Bureau of Economic Analysis, which has been calculated using hedonic methods over a longer period of time than the French series available only since 1990 (Appendix C).

Measuring the sectors producing ICT

This detailed sectoral data set is used to single out sectors which produce ICT which we define as:

- the IT branch: Manufacture of OCAM, wholesaling of OCAM (services), IT activities (services).
- the electronics branch: Manufacture of electronic components, manufacture of electrical equipment (wires and cables), manufacture of measurement and control instruments, manufacture of reception and recording equipment (sound and images).
- the telecommunications branch: Manufacture of broadcasting and transmission equipment (telephones), telecommunications (services) including telecom services.

The share of these sectors in total value added (in current prices) within the total firm population in our study was relatively stable from 1987 to 1998, averaging 7.6% over this period. Since the coverage we have chosen is restricted, including only non-farm non-financial private sectors, whose weight in total value added (estimated using national accounts data) is 64% on average over the period in question, the share of the ICT producing

¹⁶We made various attempts at adjusting this information ex post to allow for the fact that it is available essentially for the very large firms. The resulting changes were only minor - probably due to the fact that the large firms are the largest contributors to the capital stock - with the result that in the end we stayed with the unadjusted information (see Appendix B for further details).

sector in total value added of the whole economy is somewhat smaller - around 4.9% ($=0.64 \times 7.6\%$). Within the ICT producer sectors, computer services are largest in terms of value added, accounting on average for 25% of value added of all ICT producer sectors in the period 1987-1998. Next comes the manufacture of computers at 19%.

Measuring the share of the remuneration of each factor in value added

For all the decompositions defined in the first section, determining the share of the remuneration of each factor in value added is an important step. The principle we adopted consisted of breaking down the share of wages in value added among the various forms of labour, with the residual shared out between the various capital goods *pro rata* to their share in the total cost of capital.

Rather than measuring the level of remuneration directly, we chose to break down the totality of the residual portion of value added into the share of the remuneration of each of the capital elements since this is the approach most commonly adopted, notably by Jorgenson. In theory these two approaches should lead to identical shares. In practice, the approach we have preferred offers a definite advantage in that it does not require measuring of the absolute cost of each capital element, but only a measure which represents the relative cost between each capital item. Even so, breaking down the residual value added between the various forms of capital probably leads to an overestimation of the share of each of the forms of capital in question, for at least two reasons. First, if the firms apply a mark-up on their overall cost, the residual portion to be broken down between the various types of capital is too large. Second, if certain factors are not observed, such as the intangible assets, the distribution of their remuneration between the various types of capital will be incorrect.

The choice of period

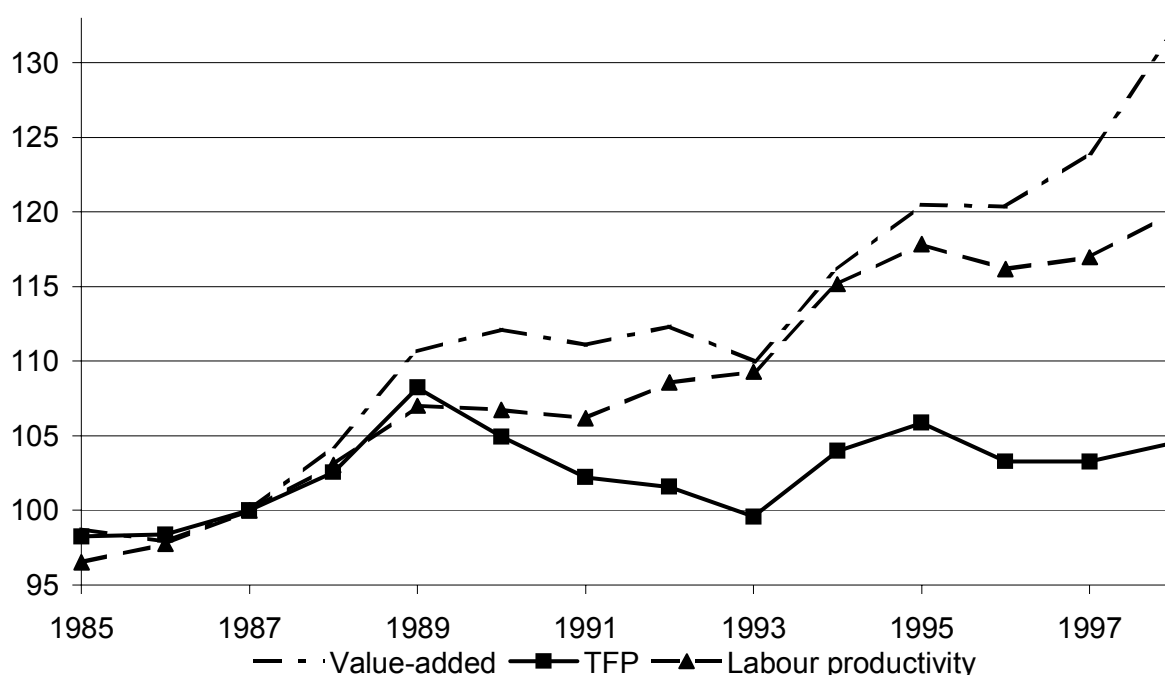
The decomposition of growth is hard to interpret when it covers only a short period, as it is then liable to be influenced by cyclical effects. Indeed, as graph 2.1 shows, TFP is procyclical. The respective contributions to growth of the various factors of production and TFP gains are therefore substantially affected by the choice of starting and finishing dates.

For our decomposition, we therefore chose a long period (1987-1998). The choice of the end of the period was dictated by our concern to take advantage of the most recent data, while that of 1987 was dictated by the fact that this year seemed to occupy the same place in the preceding cycle as 1998 does in the current one. As a result, part of the effects related to the economic cycle are eliminated (inasmuch as one has a complete cycle), such as the increase in capacity utilisation rates during periods of rapid growth, which would be liable to falsify the long-term analyses. This marks a major difference between our study and the American studies where a decomposition was applied to the second half of the 1990s, giving a very short period of four or five years, in order to determine whether there has been an acceleration in the role of the ICT. The theoretical framework we adopted makes it possible to analyse the long-term determinants of growth and the evolution in prices. It seems difficult, therefore, to identify a change in trend by focusing on the end of the 1990s.

4. Contributions of the use of IT and of the production of ICT

The overall contribution of ICT to value-added growth (as defined in equation 5) is substantial. It amounts to 0.7 of a point of the 2.6% growth in the period 1987-1998 (table 3.1). This strong contribution stems both from the contribution of the production of ICT and of the use of IT which are of the same orders of magnitude. (0.4 and 0.3 of a point).

Graph 2.1: Value added, labour productivity and TFP over the period 1984-1998



Note: TFP is estimated through the primal approach. For all three series 1987 = 100. Coverage: non-financial non-farm enterprises. Evaluations made using data from tax returns by firms subject to the BRN regime.

Similarly, the use and production of ICT are seen to have reduced inflation substantially, by 0.7 of a point, compared with inflation of 1.4% over the period 1987-1998 (equation 6). Here again, both contributions are important and roughly of the same magnitude (-0.4 and -0.3 of a point).

Table 3.1: Contribution of the use of IT and of the production of ICT (1987-1998)

	Value added	Prices
Growth rate	2.6%	1.4%
Overall contribution	0.7%	-0.7%
Users (92.4% of VA): <i>IT use</i>	0.28%	-0.21%
Producers (7.6% of VA)	0.43%	-0.47%
of which: <i>IT use</i>	0.04%	-0.04%
<i>ICT production</i>	0.39%	-0.44%

Note: Annual average changes. Coverage: non-financial non-farm enterprises. Evaluations made using data from tax returns by firms subject to the BRN regime.

The substantial contribution of the production of ICT results from the substantial TFP gains in the producer sectors: these TFP gains are consistently estimated at 5.2% taking the primal approach and 5.8% taking the dual approach over the period 1987-1998 (table 3.2). This is in sharp contrast to the TFP gains in the user sectors, which were of the order of 0.1% under the primal approach and even negative in the dual approach. Productivity gains enabled the

producer sectors to expand more rapidly and to reduce their prices to a great extent¹⁷. Despite their low share in total value added within the coverage of our study (7.6%), the producer sectors make therefore substantial contributions to value-added growth (0.43 of a point) and to price change (-0.47 of a point).

The contributions of the use of IT are also substantial. The contribution to value-added growth amounts indeed to 0.32(=0.28+0.04) of a point whereas that to price change is equal to -0.25(=-0.21-0.04) of a point (table 3.1). These gains are mainly located in the user sectors. The small contributions of the use of IT in the producer sectors (0.04 and -0.04 of a point for value added and prices respectively) reflect the small weight of these sectors in total value added. Indeed, IT use in of the producer sectors contributes 0.6 of a point to value added growth in those sectors, which is two times larger than the corresponding contribution in the user sectors (0.3 of a point) (table 3.2)¹⁸. Related to the sectors' growth rate the relative contribution of IT use (0.3 of a point out of 2.1% and 0.6 of a point out of 8.3%) is nevertheless more important in the user than in the producer industries.

Table 3.2: Decomposition of growth in value added and in prices in the producer / user sectors (1987-1998)

	Decomposition of growth in value added		Decomposition of growth in prices	
	Users	Producers	Users	Producers
Growth rates in value added or prices	2.1%	8.3%	1.9%	-4.3%
Labour	0.9%	1.9%	1.6%	1.6%
Unskilled	-0.07%	-0.16%	0.08%	0.03%
Skilled	0.08%	0.08%	0.74%	0.36%
Highly skilled	0.89%	1.96%	0.81%	1.24%
Capital	1.2%	1.2%	-0.1%	-0.2%
Bdg, constr., gen. install'ns	0.14%	-0.08%	0.15%	0.21%
Technical installations	0.73%	0.77%	0.02%	0.09%
Information technology	0.30%	0.55%	-0.23%	-0.48%
TFP growth rate	0.1%	5.2%	-0.3%	5.8%

Note: Annual average changes. Coverage: non-financial non-farm enterprises. Evaluations made using data from tax returns by firms subject to the BRN regime.

The substantial contributions of the use of IT in the producer and user sectors result from the strong increase in the stock of IT capital and from the strong decrease in its cost (table 3.3). Both the increase in the volume of IT capital and the decrease in its cost are strongly related to the use of hedonic price indices. It is mainly because of the very steep fall observed in the price of IT equipment that the growth rate in the stock of computers is so rapid and the fall in IT cost so strong. The strong contributions of IT use reflect therefore mainly the increase in value-added and the decrease in prices to expect from the improvement in the quality of IT equipment.

¹⁷ Note that the value-added deflator in the producer sectors even decreased at -4.3%.

¹⁸ The same argument holds for price growth.

Given the large change in the stock and in the cost of IT, a key parameter in these decompositions is the share of IT in value-added. This share represents the weight of IT in the productive process. It is relatively small when compared to the share of other inputs. This share is much higher in the producer sectors than in the user sectors: 3.3% against 1.5% (table 3.3). At the aggregate level, this share amounts to 1.7% ($=7.6\% \times 3.3\% + (1-7.6\%) \times 1.5\%$) on average over the period 1987-1998. Notice further that the producer sectors are also much more intensive users of highly skilled manpower than the user sectors (51% against 34%)¹⁹.

Contributions to labour productivity growth

Using the primal approach to decompose labour productivity (table 3.4) points to strong increase of labour productivity in the producers sectors. This stresses that the producer sectors have for some time been benefiting from the technical progress achieved in the field of ICT, which has enabled them to increase their workers' productivity substantially. This decomposition also reveals that the ICT producer sectors have been more dynamic in terms of employment. The growth rate in numbers employed in these sectors was 1.7%, compared with 0.9% for the user sectors. Only the most highly skilled workers, however, have benefited from this dynamism of employment. Labour quality has indeed increased over the period pointing to the increase in the number of skilled and the decrease in the number of unskilled (table 3.3). This increase in labour quality is more important in the producer sectors than in the users sectors.

Table 3.3: Production factors in the producer / user sectors (1987-1998)

	Factor shares		Factor growth rates (volume)		Factor cost growth rates	
	Users	Producers	Users	Producers	Users	Producers
Labour	67.9%	72.7%	1.3%	2.6%	2.4%	2.3%
Unskilled	9.9%	4.7%	-0.5%	-3.3%	0.7%	0.4%
Skilled	24.0%	17.1%	0.4%	0.6%	3.0%	2.1%
Highly skilled	33.9%	50.9%	2.6%	3.9%	2.5%	2.6%
Capital	32.1%	27.3%	3.7%	4.6%	-0.2%	-1.1%
Bdg, constr., gen. install'ns	10.8%	6.5%	1.4%	-1.3%	1.4%	2.6%
Technical installations	19.8%	17.5%	3.7%	4.5%	0.0%	0.1%
Information technology	1.5%	3.3%	19.9%	16.7%	-15.1%	-14.9%

Note: Shares are average over the period. Growth rates are average annual changes.

Coverage: non-financial non-farm enterprises. Evaluations made using data from tax returns by firms subject to the BRN regime.

Comparison with other studies

¹⁹ Contrary to what one might have expected, the growth rate of IT capital is slightly less rapid in the producer sectors than in the user sectors. The contributions to value-added growth is nevertheless higher in the producer sectors since the share of IT is much higher in these sectors.

The results of our study can be compared to those of other studies based on national accounts data. Our evaluation of the contribution of the use of IT to value-added growth (0.3 of a point) is substantially higher than those of other studies using French data (Mairesse et al., 2000; Schreyer, 2000), which gave estimates ranging around 0.1 of a point. This difference stems mainly from differences in the evaluation of the share of IT capital in value added²⁰, which Mairesse et al. (2000) put at 0.5%, whereas according to our calculations it is 1.7% (table 3.5). This difference is all the more striking as we have adopted a conservative assumptions regarding the share of IT in the item OCAM (Appendix B).

A potentially important difference between studies based on national account data and our own is the pattern of physical decay²¹, i.e. the way IT equipments are scrapped. Concerning studies using national accounts data, the usual assumption is a geometric rate of depreciation which means that each year, a constant fraction of the stock is scrapped. This particular assumption is not made in our approach. In the company accounts, an asset is taken into account in the (gross) stock when it is present in the firm. When the asset is scrapped, it is removed from the stock. Therefore, we do not use any particular assumption regarding the pattern of physical decay since we use a measure of the stock (and not of investment flows) that takes into account the scrapping of equipments²².

**Table 3.4: Decomposition of growth in labour productivity
in the producer / user sectors (1987-1998)**

	Users	Producers
Value added growth rate	2.1%	8.3%
Growth in numbers employed	0.9%	1.7%
Growth in labour productivity	1.3%	6.6%
Improvement in labour quality	0.3%	0.7%
Contribution from capital intensity	0.9%	0.7%
Bdg, constr., gen. install'ns	0.04%	-0.20%
Technical installations	0.55%	0.46%
Information technology	0.29%	0.49%
TFP growth rate	0.1%	5.2%

Note: Annual average changes. Coverage: non-financial non-farm enterprises. Evaluations made using data from tax returns by firms subject to the BRN regime.

²⁰ Mairesse et al. (2000) evaluation of the contribution of the use of IT is 0.1 of a point ($=0.5\% \times 0.2\%$) compared with our estimate of 0.3 of a point ($=1.7\% \times 0.2\%$). Both studies point to a growth rate of IT stock of around 20%. The main difference thus comes from the share in value-added.

²¹ We are grateful for Paul Shreyer who made us this relevant remark.

²² One may argue that the physical decay pattern should take into account not only the scrapping but also the tear and wear of the equipment. We have not corrected for the fact that tear and wear is not measured in the gross stock. To address completely these issue, we are planning to study in more details the decay pattern of IT capital by simulating its process of accumulation using investment flows as well as stocks given in company accounts following the methodology of Atkinson and Mairesse (1978).

Another point worth mentioning is that the results in this study are derived from OCAM/equipment shares for large firms which may bias the contribution of IT for all firms. However, adjustment for this selection bias affects the share of IT capital only marginally (Appendix B), most probably because of the very complete coverage of large firms, which are the largest contributors in terms of capital.

Uncertainties regarding the evaluation of the IT capital share in value added also emerge in studies using American data. The shares estimated by Jorgenson and Stiroh (2000) and Oliner and Sichel (2000) range from 1.0% to 1.7% during the 90s. These studies show a much more rapid rate of accumulation of IT capital in the second half of the 1990s, a result which stems largely from the more rapid decline in the deflator of IT capital (Appendix C). They find therefore much larger contributions to growth over this period (0.5 and 0.6 of a point respectively).

It is also possible to compare our results with those of firm level studies not relying on the growth accounting framework to estimate the elasticity of output to IT (equation 1). The comparison with Biscourp and al. (2001) is particularly relevant since they use a balanced sample of 5 000 firms from the same data set. Their result point to a significant elasticity of output to IT substantially larger than our share of IT in value-added. This result is consistent with other recent studies based on firm level data (Brynjolfsson and Hitt, 2000; Lehr and Lichtenberg, 1999). It raises an issue as far as macro studies are concerned since they use the share of IT to estimate this elasticity²³. Van Ark (2000) reviews some possible reasons for this issue, including sample selection of firm level studies, the role of complementary intangible capital and possible aggregation effects.

Table 3.5: Comparison to other studies

	Data source	Share of IT in value-added	Elasticity of output to IT
Mairesse and al. (2000)	National accounts	0.5%	-
Crépon and Heckel (2001)	Large firm level sample	1.7%	-
Biscourp and al. (2001)	Firm level sample	-	4%

Note: Evaluations drawn from Mairesse and al. (2000) over the period 1990-1998, this study over the period 1987-1998 and Biscourp and al. (2001) over the period 1994-1997.

5. The use of IT at sectoral level

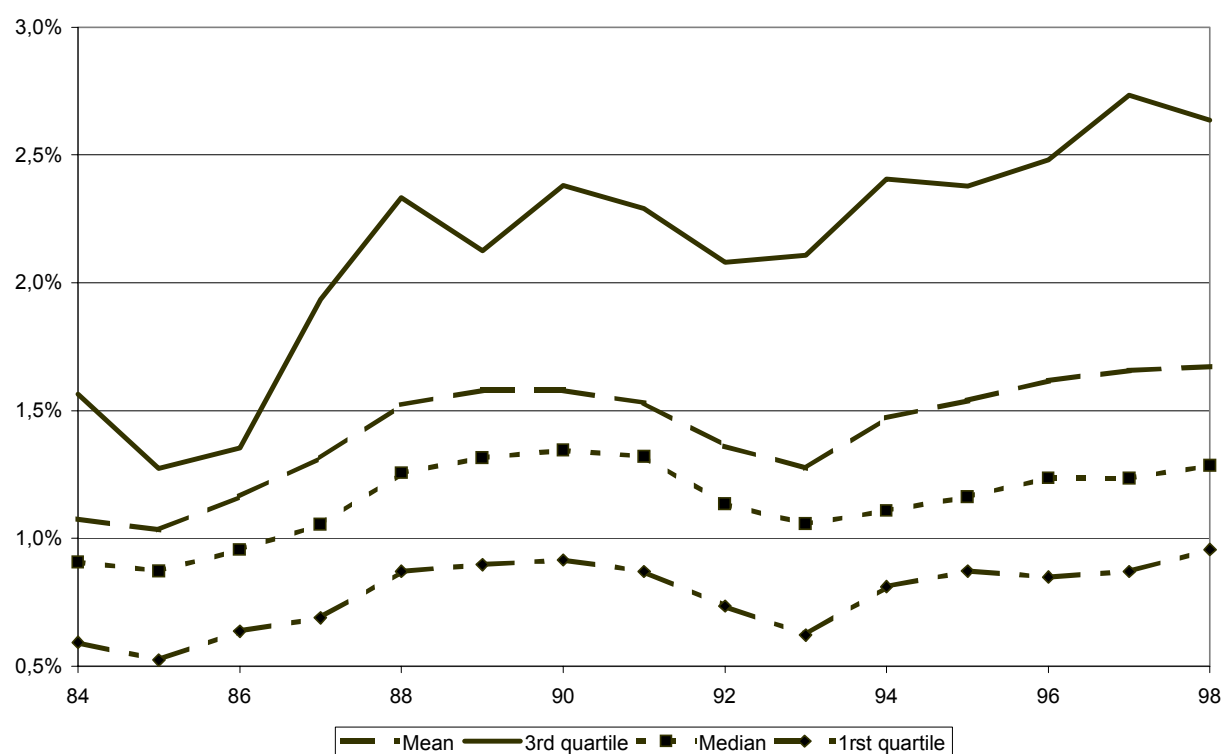
The contributions of the use of IT are substantial, both in the producer and user sectors. Nevertheless, one cannot conclude that the diffusion of IT has equally affected all sectors in the economy. The user sectors may be indeed very heterogeneous as far as the use of IT is concerned. To adress this issue, we focus in this section on the user sectors using our data at a refined sectoral level (2-digit). The bulk of the contribution of the use of IT is shown to be concentrated in a few sectors making intensive use of this input. Recall that this conclusion holds without the financial sector, which actually is the biggest user of IT (Appendix A).

²³ The interest of growth accounting is that it is valid - even if there is a great heterogeneity across firms - as long as the share of IT is equal to the elasticity of output to IT at the firm level. It allows therefore to quantify the contribution of IT at the aggregate level - despite the heterogeneity across firms - under the assumption that this condition is verified.

The weights of IT in the productive factor combination as measured by its share in value added vary widely between sectors. The average share of IT (in the users sectors) has risen from 1.1% in 1984 to 1.7% in 1998 (graph 4.1). This growth reflects the tendency at aggregate level to install IT equipment. Examination of the evolution of the distribution of the share of IT capital shows that the dispersion of this share has dramatically increased over time, with the interquartile difference widening from around 0.9% in 1984 to 1.6% in 1998. This widening of the dispersion is mainly due to the strong increase of the IT share at the end of the 90s in the sectors that already were the most equipped (above the median).

The dispersion of IT share across the user sectors²⁴ shows that there are large differences in the degree of IT use among these industries. Following Stiroh (2000) and Van Ark (2001), we separate the decomposition of value-added growth between intensive and less intensive IT users to study this heterogeneity (table 4.1). IT intensive users are defined as the sectors whose IT share is above 2% on average during 1987-1998. The 13 out of 90 sectors selected in this manner represent 24.1% of total value-added within the coverage of our study²⁵. The sectors mainly concerned were the following: wholesale distribution, retail distribution, pharmaceuticals, services to professionals, publicity and market research, and leasing of equipment without operator.

Graph 4.1 Distribution of IT share over the period 1984-1998 (user sectors)



Note: This graph shows the mean (with each sector weighted by its value added) as well as the three quartiles of the distribution of the share of IT in value added. Coverage: non-financial non-farm enterprises, excluding ICT producer sectors.

²⁴ Defined in the previous section as all the industries that are not ICT producers.

²⁵ Less intensive users represent 68.2% of total value-added and ICT producers 7.6%.

The contribution of the use of IT is much larger in the high IT users than in the low IT users (0.6 against 0.2 of a point). As a result, most of the contribution of the use of IT to overall growth is found in the intensive users of IT. Out of the overall contribution of the use of IT to value-added growth (0.3 of a point), 0.15 ($=0.24 \times 0.61$) of a point took place in these sectors accounting together for slightly less than 25% of value added.

**Table 4.1 Decomposition of value-added growth
in the high IT users / low IT users (1984-1998)**

	Decomposition of growth in value added	
	High IT users (24,1%)	Low IT users (68,2%)
Growth rates in value added or prices	3,2%	1,7%
Labour	1,3%	0,8%
Unskilled	0,03%	-0,10%
Skilled	-0,10%	0,15%
Highly skilled	1,37%	0,73%
Capital	1,7%	1,0%
Bdg, constr., gen. install'ns	0,08%	0,13%
Technical installations	1,00%	0,63%
Information technology	0,61%	0,20%
TFP growth rate	0,2%	0,0%

Note: Coverage: non-financial non-farm enterprises, excluding ICT producer sectors.

Furthermore the contribution of TFP is also larger in the IT intensive users (0.2 against 0.0 of a point). One may argue that such a contribution reflect externalities and economies of scale effects of IT. Nevertheless since TFP is a “measure of our ignorance” (Hulten, 2000), there may be many other reasons leading to this result for a set of so heterogeneous sectors.

One should keep in mind that the quantitative calculations presented in the two last sections are based on a set of assumptions that have a strong influence on the results. For one thing, there are assumptions concerning the data²⁶. But more importantly the calculations we have made, like all growth accounting studies, are based on a set of a theoretical hypotheses (constant returns to scale, perfect competition on product and factor markets). These assumptions are nevertheless necessary in order to approximate the magnitude of the effect of ICT.

6. Conclusion

In this study we have attempted to evaluate the contribution of ICT to growth and prices, using company accounts. This source has enabled us to estimate the share of IT at a detailed sectoral level and, on various hypotheses, the contributions of the use of IT and of the production of ICT. One should keep in mind that these results are only a formal calculation. Our study forms part of a broader research effort carried out in France and abroad that should make it possible to get a better idea of the role of computerisation in our economy.

²⁶ In particular concerning the share of IT equipment in the item OCAM and the correction to move from historic cost to replacement cost (Appendix B).

In line with Gordon (2000) and Oliner and Sichel (2000), we distinguish the ICT producer sectors from the others in order to measure the respective importance of the effects of the use of IT and the effects related to the production of ICT. Our results show that the contribution of the use of IT, as well as contribution of the production of ICT, made a substantial contribution to French growth over the period 1987-1998.

In particular we find a much larger contribution of IT use to growth than has been reported in the other studies using French national accounts data. This is mainly due to the data source used: aggregated firm data automatically gives a larger share to IT capital in value added than national accounts data. Further work needs to be done on the way IT capital is accumulated in order to find the origin of this difference. Considering both investment flows and capital stocks available in company accounts may help to shed light on this point (Atkinson and Mairesse, 1978)

In our study, we have isolated two mechanisms by which computerisation has exercised an influence on the economy. One stems from the productivity gains in the producer sectors and the other from the diffusion of this technology in the economy. But there are surely other channels by which ICT contribute to growth. In particular the growth accounting framework applied with constant return to scales does not allow to measure the potential externalities and economies of scale effects of IT. Theoretical contributions refer nevertheless to such effects as a crucial difference between IT and other capital goods.

We also examine the sectoral heterogeneity of the use of IT, finding that this use remains confined to a small number of sectors.

References

Atkinson M. and Mairesse J. (1978), Length of life of equipment in French manufacturing industries, *Annales de l'INSEE*, N°30/31, p.23-48

Van Ark B. (2000), Measuring productivity in the “New Economy”: Towards a European perspective, *De Economist*, N°1, p.87-105

Van Ark B. (2001), The Renewal of the Old Economy. An International Comparative Perspective, *OECD STI Working Papers*, No. 5, Paris.

Biscourp P., Crépon B., Heckel T. and Riedinger N. (2001), Computerisation, productivity and the skill structure: evidence for France using firm level data, *INSEE, Working Paper*, http://www.insee.fr/en/ppp/doc_travail/liste_doc_travail.asp

Brynjolfsson E. and Hitt L.M. (2000) Computing productivity: firm level evidence, *Working paper*, <http://ebusiness.mit.edu/erik/>

Crépon and Heckel (2000) Computerisation in France: an evaluation based on firm level data, *INSEE, Working Paper*, N°G2000/13, http://www.insee.fr/en/ppp/doc_travail/liste_doc_travail.asp

Fraumeni B. (1997) The measurement of depreciation in the US national income and product accounts, *Survey of Current Business*, BEA, Volume 77 N°7, p.7-23

Gordon, R. J. (2000) Does the “New Economy” measure up to the great inventions of the past? *Journal of Economic Perspectives*, Fall 2000, p.49-74

Greenan N. and Mairesse J. (2001), Information technology and research and development impact on productivity and skills: looking for correlations on French firm level data, NBER, Working paper, N° 8075

Griliches Z. (1971) Price indexes and quality change : studies in new methods of measurement, Federal Reserve Board, Harvard university press

Hall R.E. (1988), The relationship between price and marginal cost in the US industry, *Journal of Political Economy*, N° 96, p.921-947

Hulten C. (2000) Total factor productivity: a short biography, NBER, Working paper, N°7471

Jorgenson D. and Stiroh K. (2000) Raising the Speed Limit : US Economic Growth in the Information Age, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2,2000(1), p.125-212

Lehr B. and Lichtenberg F. R. (1999), Information Technology and Its Impact on Productivity: Firm-level Evidence from Government and Private Data Sources, 1977-1993, *Canadian Journal of Economics* 32(2), April 1999, 335-62

Lequiller (2000) The new economy and the measurement of GDP growth, INSEE, Working paper, N°G2001/01, www.insee.fr/en/ppp/doc_travail/liste_doc_travail.asp

Mairesse J., Cette G. and Kocoglu Y. (2000) Les technologies de l’information et de la communication en France : diffusion et contribution à la croissance, *Economie et Statistique*, N°339-340, p.117-147

Oliner S. et Sichel D. (2000) The Resurgence of Growth in the Late 1990s : Are Computers the Story ? *Journal of Economic Perspectives*, Fall 2000, p.3-22

Roeger W. (1991) Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures ? *Journal of Political Economy*, N° 103, p.316-330

Solow R. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics*, Vol N°39, p.312-320

Schreyer P. (2000) The contribution of information and communication technology to output growth : a study of the G7 countries, STI Working paper 2000/2

Shapiro M. (1987) Are cyclical fluctuations in productivity due more to supply shocks or demand shocks ? *American Economic Review*, Vol N°77, p.118-124

Appendix A: The BRN tax source

Information from tax returns provides us with a measure of activity and of the utilisation of production factors (value added, employment and stocks of capital). This information is available for all firms that are subject to the principal tax regime known as BRN (normal real profits). This regime covers virtually the totality of the productive system, representing roughly 90% of taxable firms in terms of sales. The data were examined for the period 1984-1998. For each year, we have a very large sample of around 600,000 firms.

A substantial clean-up job had to be carried out on the individual data in order to take account of the evolution over time in the quality of the recording of firms in the BRN database. In fact, examination of the gross BRN data shows a rapid and irregular growth in the total number of firms, reflecting a widening of the coverage of the firms listed in the database. The value-added growth rates that can be calculated by direct aggregation of the company data are very large and do not evolve with the economic cycle. To take account of this bias, the data were cleaned up using the "consistency over time" principle. When a firm appears in the database several years after the latter's creation, it is eliminated for the whole of the period examined.

Following this procedure, we have at our disposal a database of roughly 300,000 firms which are distributed over most sectors in industry and services. Note that banks and insurance companies had to be excluded from the coverage of the study, despite the fact that they account, on average, for roughly 24% of the stock of IT capital at current prices for all sectors over the period 1984-1998. This was because of the difficulties related to the measurement of their value added on the basis of corporate accounts. For the same reason, most of the GEN (very large public and semi-public firms) were excluded from the sample.

The data are simply²⁷ aggregated by sector of activity at 2-digit level. In this way, one obtains a breakdown into roughly 100 sectors, making it possible, in particular, to isolate the sectors producing ICT. The scale of the sample, as well as the aggregate evolutions attained ensure the representativeness of this sample.

Appendix B: Production factors: value, volume and cost

We distinguish nine types of capital goods, assembled into three groups: IT, technical installations and building, construction and general installations. We also distinguish three skill levels for the labour factor. The series were all compiled on the basis of individual data, aggregated at a fine sectoral level (2-digit).

Data concerning the labour input

The data concerning labour input were compiled on the basis of the tax returns of companies subject to the BRN (normal real profits) regime and the DADS (annual declarations of social data). The BRN source provides information on workforce numbers and the total wage bill, with no distinction between skill levels. The DADS data are from a sample built up on the basis of the comprehensive DADS databases, which are not available over the long period. This sample includes information concerning only those individuals born in october one year out of two, so that the sampling ratio is 1/25. The information contained in the DADS

²⁷ No particular treatment was used for deal with mergers/demergerers.

relates to occupational category and remuneration.

Given the sampling ratio, this information was used only to break down workforce numbers at sectoral level and the wage bill by skill levels. The data enabled us to carry out this breakdown distinguishing 36 sectors. For each of them we took three skill levels defined on the basis of the occupational category²⁸.

Once the workforce numbers and the remuneration had been broken down by these three skill levels, the average cost for each of them was calculated as the wage bill divided by the workforce numbers.

Data concerning the capital factor

The construction of the data relating to the capital factor was carried out on the basis of stocks of fixed assets reported in the BRN source. We were unable, for lack of sufficiently long time series, to apply the perpetual inventory method.

Fixed assets recorded at historic cost

The evaluation of the stock of capital of the various goods is based on direct exploitation of the gross stock of fixed assets appearing in the company accounts. The stocks are recorded at historic cost, i.e. at their value at the time of entry into the company balance sheet. An adjustment therefore had to be made to move from stocks valued at historic cost (KH) to stocks valued at current prices (KV). This adjustment comes down simply to assimilating the stock of capital to an investment made in the past at date $t-a$ where a is the average age of the capital: $KV_t \approx KH_t p_t / p_{t-a}$. Notice that this correction needs assumptions, namely that the price change is constant and not too large. These assumptions are particularly strong in the case of IT equipment where the average rate of price change is estimated at -13.5%. The sense of the bias is however ambiguous analytically. To address this issue in more detail, one should follow the empirical methodology developed by Atkinson and Mairesse (1978) and use flows and stocks in order to determine the sense as well as the order of magnitude of the bias.

In this correction, the average age of the capital is estimated on the basis of the length of life and of the amortised portion of the capital good. Concerning length of lives, we assumed that IT equipment is used during 6 years²⁹. Concerning the other capital goods, length of lives vary between 6 years and 27 years³⁰. They are close to those used for the French national accounts and to those usually applied in the United States (Fraumeni, 1997). Oliner and Sichel (2000), for example, use an average length of life of five years for IT.

Breakdown of fixed assets between the different types of capital

²⁸ See our companion paper Crépon and Heckel (2000) for the fine definition of the skill levels according to occupational category.

²⁹ One may argue that 6 years is too long for the length of life of IT, particularly at the end of the period of study. Anyway the contribution of the use of IT is not too sensitive to its length of life. Moving it from 6 years to 4 years changes the contribution of the use of IT to value-added growth only from 0.32 to 0.36 of a point.

³⁰ More precisely, the length of life in years of Construction is 27, of General installations 12, of Technical installations 11, of Transport equipment 7, of Office and Accounting Machinery 6 and of Packaging and miscellaneous 6.

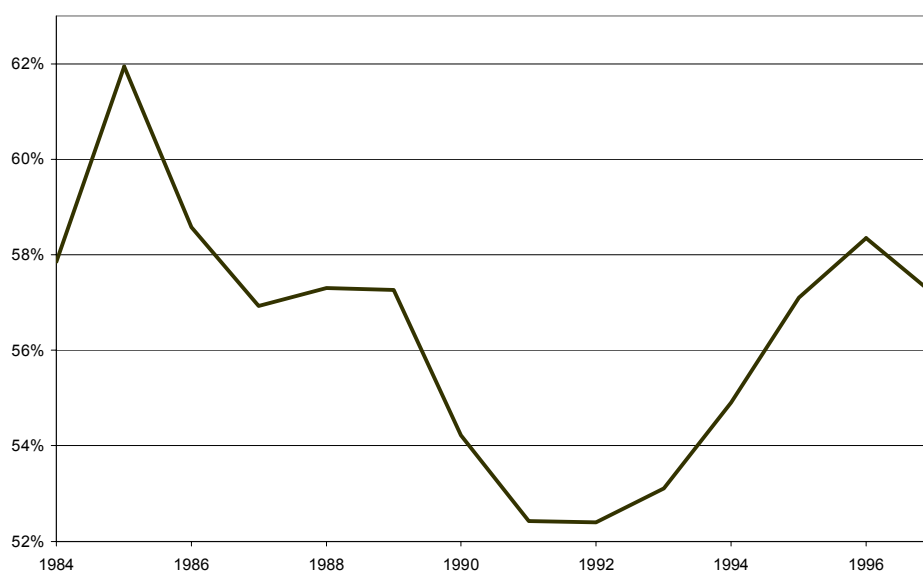
For all firms of our sample (around 300,000 each year), the fixed asset accounts distinguish only 3 types of capital and this is not sufficient to isolate IT capital satisfactorily. These three types are: construction, technical installations and other tangible fixed assets. The detail in the fixed assets accounts, containing eight types of capital including «Office, Computing and Accounting Machinery» (OCAM) is entered only for a sample of around 30,000 firms each year. This sample was used to break down the stock figures available for all firms.

This sample is virtually exhaustive as regards the larger firms, since it covers more than 90% of firms with more than 500 employees subject to the BRN regime. Small firms, on the other hand, are under-represented, only 2.5% of them being included in the sample. However, adjustment for this selection bias affects the share of IT capital only marginally, raising it from 2.83% to 2.98% (historic cost). This is a consequence of the very complete coverage of large firms, which are the largest contributors in terms of capital. In the rest of the study, the gross figures have been used.

Share of IT capital in the OCAM item

The share of IT capital in the OCAM item was fixed on the basis of the investment flows in the national accounts at aggregated level for each of the goods making up this item. The following graph shows that there has been little evolution during the period in question and that this share is on average slightly above 50%. We have nevertheless chosen a conservative share of 50% to be sure that the larger share of IT we find when compared with a national accounts studies (see section 3) is not due to this assumption.

Share of IT equipment in the investment corresponding to the item OCAM



Note: Share of information technology equipment in the total related investment plus office machines, chairs, furniture and metal furniture. Source: National Accounts.

Appendix C : The IT equipment price index

The measurement of prices in the IT sector has been the subject of substantial work aimed at taking into account the improvement in product quality so that the measured volume should properly reflect the increase in the services provided by IT equipment. For this purpose the so-called hedonic price method is used (Griliches, 1971). INSEE has been compiling this type of index only since 1990. This index is not markedly different from the American price index calculated, using similar methods, by the Bureau of Economic Analysis (BEA), at least until 1995.

From then on, however, the American price index has declined faster than the French one (Lequiller, 2000). We have therefore constructed a composite index drawing on the results obtained by the BEA, which has compiled this type of index since the mid-1970s.

Our index is defined like that of the BEA with the addition of half the exchange-rate variations before 1990. It was then linked in to the national accounts index from 1990 on. The series thus obtained was then smoothed by taking a three-year moving average. A dollar effect was added to the BEA index to take account of the fact that computers are mainly traded in US dollars. Hence, exchange rate fluctuations between US dollar and French franc has a strong impact on IT prices. It is nevertheless assumed that exchange-rate variations are not entirely passed on into the prices IT equipment.

We then get a steep drop in prices of IT equipment in the past 25 years, reflecting the technical progress achieved in the IT field and the considerable improvements in computers. The rate of decline in the prices of IT equipment obtained in this way is roughly constant over the whole of the period, being around 13.5% a year. This points to a major difference with the United States where there was an acceleration of the rate of price change from an average of around -15% before 1995 to an average of -30% after 1995 (Gordon, 2000).

Considering a decrease of -30% in the price of computers for France would dramatically boost the contributions of the use of IT. For instance the contribution of the use of IT to value-added growth for the whole economy would be $1.7\% \times (20\% - 13.5\% + 30\%) = 0.6$ of a point.

Chapitre 2 :

Measuring the skill bias of technical change

from the production function: The case of

France

**Pierre Biscourp, Bruno Crépon, Thomas Heckel et Nicolas
Riedinger (2004)**

Document de Travail INSEE et CREST

Abstract

Studies measuring the skill bias of technical change usually rely on the direct estimation of compensated demands for skills. Very few of these papers deal with endogeneity biases. Another problematic issue is related to the dynamic feature of labor and capital demands. We propose and implement a novel method based on the production function, where these issues should be less troublesome. This method however suffers from a major shortcoming, at least when applied to our data. It yields estimates of structural parameters too imprecise to allow to conclude as for the existence and magnitude of skill biased technical change.

Keywords: skill bias, technical change, compensated labor demand, production function.

JEL classification: J21, J23, C33, J31, L60

We are indebted to John Van Reenen, Francis Kramarz and anonymous referees for helpful comments.

1. Introduction

The price of information technologies strongly decreased during the last two decades (by 15% in the United States on average over the period 1980-2003, and by 10% in France according to national accounts³¹). As a result, firms have increased their purchases of computers. They have also changed their use of other inputs according to their complementarities with computers³². The rapid development of new technologies raises the issue of the bias of technical change: does the demand for unskilled workers deteriorate at the benefit of skilled workers because their level of complementarity with computers is lower?

Many firm level studies have provided evidence on this issue through the estimation of compensated demand for skills (Berman, Bound and Griliches, 1994; Dunne and Schmitz, 1995; Doms, Dunne and Troske, 1997; Mairesse, Greenan and Topiol-Bensaid, 2001). The ratio of skilled to unskilled employment is regressed on a measure of information technologies, controlling for the prices of all variable inputs, for the stocks of quasi-fixed inputs and for production (or value added). A positive coefficient on the measure of IT usage is taken as evidence that technical change is biased towards skilled workers. Although the results provided by this method (the compensated demand method hereafter) are likely to be biased by the endogeneity of information technologies, few studies have used instrumental variables to deal with this problem, as stressed by Chennells and Van Reenen (1999). Another important issue is linked to the dynamic nature of the demands for labor (Hamermesh, 1993; Nickell, 1999) and capital (Doms and Dunne, 1998). The appropriate specification of the compensated demand for skills is tricky to identify since adjustment costs³³, complementary investment and expectations³⁴ play an important role in shaping the

³¹ Percent change in computer prices is calculated from the price index of investment in computers and peripheral equipment for the United States and with the price index of investment in computers and office and accounting machinery for France. The American Bureau of Economic Analysis and the French National Institute of Statistics and Economics both use hedonic methods to estimate prices corrected from quality improvements for computers.

³² Note that computer is the only input whose price has declined so strongly: in France the price indices of investment goods excluding computers and of materials have both increased of 1% on average over the period 1990-2002 while the cost of labor has increased of 2.5% according to national accounts.

³³ Training and organizational adjustment costs linked to information technologies may be important as

rate and timing of investment in new technologies and of skilled versus unskilled workers hiring.

The main contribution of our paper is to propose a new method based on the production function to measure the bias of technical change. This method (the production function method hereafter) relies on the fact that the technology of production completely defines the cost function as well as the compensated demand for inputs, under the assumption of static optimality (Fuss and McFadden, 1978)³⁵. The production function method shows what might happen from an increase in computer stock if the firm is aware of the production function and behaves according to static optimization, without adjustment costs. In practice, the technology of production is estimated from a sample of firms. It is modeled by a translog production function. The elasticities of the compensated demands for inputs can then be calculated since they are shown to be functions of the production function and its derivatives. Note that we do not demonstrate static optimality but exploit its implications to link the production function parameters to the compensated labor demand.

We argue that the production function method deals with the two issues mentioned for the compensated demand method. Indeed, one of our GMM estimations based on the production function method is not rejected by the Sargan test of overidentification, which does not happen with the compensated demand method. Internal instruments allow us to build a consistent set of orthogonality conditions and to estimate the translog production function coefficients in a satisfactory way. The estimation of the compensated demand for skills is in this regard more difficult.

Moreover the dynamic nature of labor demand raises specification issues, and estimates relying on revealed behavior may be biased since firms are likely to adjust their various inputs at a different pace. For instance firms could have increased their share of skilled labor throughout the 1980s and early 1990s (prior to the observed sample) in expectation of the rapid rise in the information technologies capital stock observed. This issue does not look so severe in the production function approach. No bias is indeed due to the dynamic feature of inputs demand since estimating the production function does not require that firms adjust at each time their levels of inputs.

Results with this new method have a main drawback: they are imprecise³⁶ so that it is difficult to obtain a clear message as far as the direction of the skill bias of technical change

stated by Bresnahan, Greenstein, Brownstone and Flamm (1996).

³⁴ Given the rapid (quality-adjusted) decline in computer prices over time, the relevant factor price vector facing the firm at a point in time includes both current and future expected computer prices even in the absence of any adjustment costs. As well, as long as labor contracts are somewhat sticky, the relevant factor price vector includes the evolution of future wages.

³⁵ To our knowledge, only Bresnahan, Brynjolfsson and Hitt (2002) and Caroli and Van Reenen (2001) have investigated so far the existence of complementarities between skills and computers using a production function framework. These papers do not however make explicit the relationship between the technology they postulate and the demand for skills.

³⁶ They are in particular more inaccurate than with the compensated demand approach: standard errors are indeed almost three times larger (compare 0.17 in table 4 to 0.07 in table 1). Note once again however that none of our estimate with the compensated demand method passes the Sargan overidentification test so that their precision may be illusory.

is concerned. The median³⁷ of the elasticity of the ratio of skilled to unskilled labor to computer stock is estimated at 0.02. Our estimate is however not significantly positive (which would point to a bias towards skilled workers) since its 95% optimal confidence interval is $[-0.3; +0.5]$ ³⁸. This interval is quite large: a 15% increase in computer stock (which is about what is observed on average each year over the period 1994-1997) would change the ratio of skilled to unskilled of something between -4.5% ($= -0.3 \times 15\%$) and +7.5%, whereas the average observed change of the ratio of skilled to unskilled over the 1990s is of 2.3% for the private economy³⁹. The direction of the bias and its magnitude are therefore still unknown.

Another important contribution of the paper is empirical. Data limitations have indeed been an important shortcoming in previous studies. Both methods have been implemented using a very large panel of 15,605 firms observed over the period 1994-1997 and belonging to manufacturing, trade and other services industries. A quantitative measure of computer stock and the number of hours worked by skills is available at the firm level.

The production function methodology strongly relies on the assumption of static optimality. The calculation of compensated demand for skills elasticities from the production function does indeed require that firms be at their optimal levels of inputs. The measure of the skill bias in the production function approach must therefore be interpreted as a potential or long term measure, valid when the effects giving a dynamic feature to labor demand (adjustment costs, complementary investment and expectations for instance) have vanished. The corresponding effects may have already occurred, are occurring or will occur. The justification of this method is that firms should finally be trying to optimize the skilled versus unskilled labor mix according to the current level of information technologies, regardless of the future evolution of the capital stock.

The second key assumption concerns the production function. It is assumed to be stable over time. Investing in computers may induce firms to change their organization (Caroli and Van Reenen, 1999; Bresnahan, Brynjolfsson and Hitt, 2002) and at the same time their production function (Athey and Stern, 1998). In this paper the production function is stable and computer accumulation is done gradually⁴⁰.

The rest of the paper is organized as follows. The second section presents the data, the third

³⁷ Elasticities of the compensated demand are shown to be heterogeneous from one firm to another in the production function method (so that the impact of a homogeneous increase in computer prices is heterogeneous across firms). They are indeed functions of the production and its derivatives. As a result the elasticities depend on the parameters of the production function but also on inputs levels which differ from one firm to another.

³⁸ The confidence interval is not centered around the point estimate because the distribution of the estimator is not symmetric. The confidence interval is optimal and is computed from the bootstrap of the estimator with 500 replications.

³⁹ The change of the ratio of skilled to unskilled observed over the 1990s is calculated with the same definition of skilled and unskilled than in the rest of the studies. It is nevertheless computed from a sample of employees representative of the private economy drawn from the exhaustive *Déclarations Annuelles des Données Sociales* (which is used to build our data set, see data section). The panel has the advantage of being available for a longer time than the exhaustive *Déclarations Annuelles des Données Sociales*.

⁴⁰ Both views make sense. Crépon, Heckel and Riedinger (2003) look at the impact of information technologies assuming that their adoption changes the technology of production.

section presents the results of the “traditional” compensated demand method, the fourth section presents the alternative production function method, and the fifth section shows its results.

2. Data

The empirical work is based on a balanced panel of 15,605 firms observed over the period 1994-1997 and belonging to manufacturing, trade and other services industries. The dataset is obtained by merging information of compulsory declarations made by firms for profit taxes (the *Bénéfices Réels Normaux* firm level data) and for payroll taxes (the *Déclarations Annuelles des Données Sociales* employee level data). Declarations for profit taxes include for each firm the number of employees, a balance sheet and a profit and loss account. Declarations for payroll taxes include for each employee its occupation, the number of hours worked and the corresponding gross salary. Declarations for payroll taxes were aggregated at the firm level and merged with the previous information without losing too many firms since the *Déclarations Annuelles des Données Sociales* employee level data is exhaustive⁴¹.

Skilled employees are distinguished from unskilled ones according to their occupations. Occupations corresponding to skilled employees are business heads, senior executives and intermediate occupations while occupations corresponding to unskilled employees are office and manual workers. Data processors are regarded as skilled since the corresponding occupations belong to intermediate occupations. Office workers were classified as unskilled employees because of data constraints⁴² although some of them (secretaries for instance) may have strong computer skills. Labor input is then measured for each skill in number of hours at the firm level (from the number of employees from the *Bénéfices Réels Normaux*, and the share of skilled employees and the average number of hours worked by employee from the *Déclarations Annuelles des Données Sociales*). Hourly labor cost has been calculated from gross salary by applying payroll taxes.

Following Mairesse and alii (2001), the computer stock is measured from the stock of assets labeled as “Office, Computing and Accounting Machinery” (OCAM hereafter) in the balance

⁴¹ The *Bénéfices Réels Normaux* firm level data includes around 600,000 firms each year, which account for 80% of the sales of nonfarm business. Detailed information on capital stocks is nevertheless not available for all these firms. Our study is limited to the balanced sample of 33,171 firms where this information is available over the period 1994-1997. 11,173 firms are eliminated because production, materials, value-added, labor, computer stock or the sum of other capital goods are not strictly positive every year between 1994 and 1997. 3,178 firms are eliminated after merging with the *Déclarations Annuelles des Données Sociales* file. 1,742 firms are eliminated because they have no skilled or unskilled employees during one year between 1994 and 1997. And 1,473 more firms are eliminated because of elementary cleaning over the ratios of inputs to production and labor costs (mean and standard error are to belong to the interval built from the median times the difference between the upper and lower quartiles).

⁴² The *Déclarations Annuelles des Données Sociales* employee level data is a very large file since it contains information about all employees of all firms in the private sector. The information is not made available to most users at the employee level but at the firm level because of the size of the file. Skilled office workers like secretaries are grouped together with skilled manual workers at the firm level. It is therefore not possible to count office workers as skilled labor although they may have strong computer skills.

sheet of firms. The OCAM item includes computers, but also office equipment such as typewriters, telephone handsets, desks and chairs. At the firm level only half of the OCAM item is counted as computers⁴³. Our measure is valid as long as the share of computers in the OCAM item is homogenous across firms⁴⁴. This assumption makes sense inasmuch as computers and office equipment are more or less complementary inputs. If the share is heterogeneous across firms computer stock is measured with error. The likely resulting measurement error bias is discussed in the empirical sections. Furthermore a correction is applied to take into account the fact that assets are valued at historic or acquisition cost in firms balance sheet (and not at their replacement cost). The correction depends on the mean age of computer stock and on the quality-adjusted price index of computers⁴⁵. Our method for converting capital stocks on a historical-cost basis to measures suitable for empirical work is crude. The ideal measure would be the “productive capital stock” which consists of previously installed vintages, less retirements and the physical decay on assets still in service, expressed in current year prices. Implementing the perpetual inventory method to get such a measure would significantly reduce the size of the sample since firms must be observed over a much longer period of time. The data do not allow us to use this more theoretically appropriate measure.

Many studies looking at the impact of information technologies have used a broader definition including software and communication equipment as well as computer hardware (Oliner and Sichel, 2000). It is not possible to include these other assets given data limitations. Software and communication equipment are nevertheless strongly correlated to hardware (Crépon, Heckel and Riedinger, 2003) so that our measure of computer stock may be a proxy for all information technologies goods. In this case the elasticities we estimate would not be relative to computer stock but to a larger set of goods whose stock does not grow as fast as computer stock.

The six other investment goods available in firms balance sheet (construction, buildings, general and technical installations, transport equipment, reusable packaging) have been treated in the same way. The corresponding stocks were then aggregated into a Divisia Index using average costs over the period 1994-1997 as weights (where costs have been computed using Jorgenson formula with depreciation rates drawn from Hulten and Wycoff (1981,1996)). Such an aggregation is usual in the growth accounting literature (Jorgenson and Stiroh, 1999).

In the empirical work, current investment is assumed to enter productive capital stock only in the next period and not in the current one so that capital stocks are lagged once in all regressions. Making such an assumption allows us to use a much larger data set since the last

⁴³ At the macroeconomic level the share of computers in the final demand of OCAM is relatively steady and around 1/2 according to national accounts.

⁴⁴ Changing the share of computers in OCAM amounts indeed to changing units of account, which does not alter correlations.

⁴⁵ The mean age of computer stock is first estimated by multiplying the service life of computers (5 years here) by the share of depreciated assets. Computer stock is then estimated by dividing the measure on historical-cost basis by computer prices at the current date minus the mean age of capital. It amounts to assuming that computer stock has been accumulated through a unique investment at this date. No adjustment is made to take into account physical decay, which amounts to assume that computers do not lose efficiency during their service life.

year of our period has a lot of missing values for capital stocks⁴⁶ and at the same time to limit endogeneity issues for capital stocks (see below).

Production and materials are available in firms profits and loss accounts. As far as production is concerned, detailed industry price indices (distinguishing forty industries) are used. They take into account the heterogeneity of production prices across industries. Our sample of firms is not representative of the whole economy. Industry and year dummies are therefore included in all our regressions. Including size dummies does not change our results significantly (unreported results).

⁴⁶ Not imposing data on capital stocks to be available for 1997 multiplies the size of the sample by almost 3, from around 5,000 to 15,000.

3. Direct estimation of the compensated demand for skills

Studies dealing with the bias of technical change usually treat intermediate consumptions, unskilled and skilled labor as variable inputs, and computer stock and other capital stock as quasi-fixed inputs. Moreover the firm is assumed to behave as a price-taker on the inputs market, and to minimize its variable cost subject to the technology:

$$VC(p_m, p_u, p_s, x_c, x_o, y) = \min_{(x_m, x_u, x_s)} \sum_{i=m,u,s} p_i x_i \quad (1)$$

$$s.t. y = f(x_m, x_u, x_s, x_c, x_o)$$

where $\{x_i\}_{i=m,u,s,c,o}$ are the volume of inputs, $\{p_i\}_{i=m,u,s,c,o}$ the prices of inputs, y the volume of production and the subscripts m, u, s, c, o correspond respectively to materials, unskilled labor, skilled labor, computers and other capital. Compensated demand for inputs then depend on variable inputs prices, capital stocks and output. The compensated relative demand for skills is defined as the difference between the demand for skilled labor and the demand for unskilled labor. Its “reduced form”⁴⁷ is:

$$d \ln(x_s/x_u) = \omega_u d \ln(p_u/p_m) + \omega_s d \ln(p_s/p_m) + \varphi_c d \ln x_c + \varphi_o d \ln x_o + \lambda_y d \ln y \quad (2)$$

The elasticity φ_c measures the impact of a change in the stock of computers on the relative demand for skills, holding variable inputs prices, other capital stock and output constant. The accumulation of computer capital is biased toward skilled labor when $\varphi_c > 0$.

As advised by Chennells and Van Reenen (1999), equation 2 has been estimated using methods dealing with endogeneity issues. Four types of GMM estimations have been implemented. Unfortunately, none of our estimation passes the Sargan test of overidentification (see table 1), meaning that the set of orthogonality conditions imposed to calculate the parameters are not consistent. The SE estimation on table 1 corresponds to the case of strong exogeneity of the residual, the FE estimation to the case of fixed effects, the WSQD to the case of weak simultaneity and first order autocorrelation (Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998)⁴⁸, and SYSQD to the case of weak simultaneity, stationary assumption and first order autocorrelation (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)⁴⁹. In the case of strong exogeneity, OLS estimation is unbiased. The corresponding

⁴⁷ Equation 2 is a reduced form of the compensated demand for skills inasmuch as its elasticities are not expressed as a function of the structural parameters defining the program of the firm in equation 1 (here the parameters defining the technology of production). Note however that studies on the skill bias of technical change usually do not define the program of the firm in the primal but in the dual, namely by specifying the cost function. The compensated demand for skills has then a similar form but its elasticities are related to the parameters of the cost function, which are structural in this case so that it is no longer a reduced form.

⁴⁸ The corresponding GMM estimator relies on a set of orthogonality conditions built from the instrumentation of the quasi-differentiated model in first difference by lagged levels of the dependant and independent variables.

⁴⁹ The corresponding GMM estimator relies on a system of orthogonality conditions built from the instrumentation of the quasi-differentiated model in first difference by lagged levels of the dependant and independent variables and from the instrumentation of the quasi-differentiated model in level by lagged first differences of the dependant and independent variables. The key assumption of this

GMM estimation (which uses all possible orthogonality conditions and is overidentified) is presented rather than the OLS estimation (which is exactly identified), in order to check whether the conditions required for OLS to be unbiased are consistent with the data. Note that the coefficients of OLS and SE estimations are very close. Under the assumption of fixed effect, the GMM estimation is preferred to the WITHIN or FIRST DIFFERENCE estimations for the same reason.

GMM estimations based on internal instruments are strongly rejected by the data. The dynamic feature of labor demand can account for the failure of GMM. This result may explain why so few studies deal with the endogeneity issue: internal instruments are weak and external instruments scarce. An alternative solution consists in looking the production function, and what it can tell us about the compensated demand for skills.

4. Linking the compensated demand for skills to the production function

Rather than directly estimating a reduced form of the compensated demand for skills, one can calculate the elasticities of equation 2 by specifying the production function and solving the program of the firm defined by equation 1. Both approaches should be consistent under the assumption of static optimality. A translog production function is chosen since it is a second order approximation of any sufficiently smooth production function that does not constrain substitution elasticities between inputs (by contrast to the Cobb-Douglas production function which is only a first order approximation and where substitution elasticities are constrained to be unitary):

$$\ln y = f(\{x_i\}) = \sum_{i=m,u,s,c,o} \alpha_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_{ij=m,u,s,c,o} \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j + \text{Industry and Year Dummies} \quad (3)$$

with $\beta_{ij} = \beta_{ji}$

Keeping these substitution elasticities unconstrained is essential since we are interested in estimating substitution effects involving skilled, unskilled and computers. In particular it allows to evaluate whether complementarities between computers and skilled labor are greater than those between computers and unskilled labor.

Compensated demand for skills in the case of variable capital stocks

The program of the firm in the case of quasi-fixed capital stocks (defined in equation 1) can be solved directly. We nevertheless consider the case of variable capital stocks first (and then look at the link with the case of quasi-fixed capital stocks) because it provides a clearer insight into the forces at work. In the case of variable capital stocks, firms also adjust their computer stocks:

$$C(p_m, p_u, p_s, p_c, p_o, y) = \min_{\{x_m, x_u, x_s, x_c, x_o\}} (p_m x_m + p_u x_u + p_s x_s + p_c x_c + p_o x_o) \quad (4)$$

s.t. $y = f(x_m, x_u, x_s, x_c, x_o)$

estimator compared to the WSQD estimator is the invariance in time of the correlation between instruments in levels and the fixed effect of the model.

Let $x^* = x^*(p_m, p_u, p_s, p_c, p_o, y)$ be the solution to the program, conditional on inputs prices and production. Fuss and McFadden (1978) show that the elasticities of compensated demands for inputs depend on the production function evaluated at the optimal level x^* , its derivatives and x^* (see appendix):

$$\begin{aligned}
d \ln(x_i^*) &= \sum_{j=m,u,s,c,o} \eta_{ij} d \ln p_j + \mu_{iy} d \ln y \\
\text{where } \eta_{ij} &\equiv \frac{\varepsilon_j \sigma_{ij}^A}{\theta} \\
\varepsilon_i &\equiv \frac{\partial \ln f}{\partial \ln x_i} \\
\sigma_{ij}^A &\equiv \frac{\sum_k x_k f_k}{x_i x_j} \times \frac{F_{ij}}{|F|} \\
\theta &\equiv \sum_i \varepsilon_i \\
\mu_{iy} &\equiv \frac{f}{x_i} \times \frac{F_i}{|F|}
\end{aligned} \tag{5}$$

with $f_i \equiv \partial f / \partial x_i$, F the bordered Hessian matrix, $|F|$ its determinant and F_i the cofactor of f_i in F . $\{\sigma_{ij}^A\}$ are called Allen-Uzawa partial elasticities of substitution. With these notations the elasticity of the compensated demand for skills to computer prices is:

$$\psi_c \equiv \eta_{sc} - \eta_{uc} = \frac{\varepsilon_c}{\theta} (\sigma_{sc}^A - \sigma_{uc}^A) \tag{6}$$

and a fall in computer prices shifts the compensated demand towards skilled workers when the Allen-Uzawa partial elasticity of substitution between unskilled labor and computers is larger than that between skilled labor and computers (holding other inputs prices and output constant).

Link with the compensated demand for skills in the case of quasi-fixed capital stocks

Unlike φ_c , ψ_c takes into account the substitution effects between computers and other forms of capital⁵⁰. The parameters (φ_c, φ_o) are thus related to (ψ_c, ψ_o) through the own and cross price elasticities of capital stocks:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln(x_s/x_u)}{\partial (\ln p_c, \ln p_o)} \Big|_{p_m, p_u, p_s, y} &= \frac{\partial \ln(x_s/x_u)}{\partial (\ln x_c, \ln x_o)} \Big|_{p_m, p_u, p_s, y} \frac{\partial (\ln x_c, \ln x_o)}{\partial (\ln p_c, \ln p_o)} \Big|_{p_m, p_u, p_s, y} \\
\Leftrightarrow (\psi_c, \psi_o) &= (\varphi_c, \varphi_o) \begin{pmatrix} \eta_{cc} & \eta_{co} \\ \eta_{oc} & \eta_{oo} \end{pmatrix} \tag{7}
\end{aligned}$$

⁵⁰ Besides, measuring the skill bias of technical change from ψ_c may not coincide with a measure based on φ_c . Both definitions are nevertheless consistent empirically.

φ_c can therefore be calculated from the parameters of the translog production function and the optimal level x^* with formula 5, 6 and 7⁵¹. Expressions are not displayed in the more specific case of a translog production function since they are complicate and less intuitive. It is worth noting that φ_c is defined under weaker assumptions than ψ_c . Indeed, it does not require that the firm adjusts the capital stocks but only the skilled versus unskilled labor mix according to these capital stocks.

As stated in the introduction the assumption of static optimality is questionable since capital accumulation and labor hiring are dynamic processes. The effects we measure must therefore be interpreted as long term or potential effects, namely effects once adjustment costs and other factors giving a dynamic feature to demands for inputs no longer play. But the fact that firms may not be at their optimal level of inputs x^* each period raises another issue since the elasticity φ_c depends on this optimal level. To compute our parameter of interest the level of inputs has been averaged over the four years 1994-1997 for each firm. Smoothing inputs levels should reduce the error due to the fact that firms are not always at their optimum.

5. Measuring the skill bias of technical change from the technology of production

Estimation of the translog production function

There is no generally agreed opinion on the best way to estimate production functions though it has been the focus of a large body of research (Griliches and Mairesse, 1995). The main issue results from the simultaneity bias between inputs and productivity⁵²: some productivity shocks either transitory or permanent are taken into account by firms while deciding on their level of inputs. The unobserved productivity shock is thus partially transmitted to inputs and the induced correlation between the error term of the production function and the explanatory variables leads to biased OLS estimates. The translog production function has been estimated with the four types of GMM used in the compensated demand method (see above). The SE estimator is similar to OLS and does not deal with endogeneity issues. The FE, WSQD and SYSQD estimators do, but under different assumptions (the WSQD being the less constrained estimator and the FE the most constrained).

WSQD is our preferred estimator (and the one we use in the rest of the paper to compute our parameter of interest), because it is the only one passing the Sargan test of overidentification (table 2). The three other estimations rely on orthogonality conditions that are strongly rejected by the data. Moreover WSQD protects us from the simultaneity bias due to permanent or transitory shocks transmitted to inputs (unlike SE and FE). Notice that WSQD is rejected by the data in the direct estimation of the compensated demand for skills whereas

$$^{51} \text{ And } f_i = (f/x_i) \left(\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln x_j \right), \quad f_{ij} = (f/x_i x_j) \left(\beta_{ij} + (f_j x_j / f) \left(\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln x_j \right) \right), i \neq j, \\ f_{ii} = (f/x_i x_i) \left(\beta_{ii} + (f_i x_i / f - 1) \left(\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln x_j \right) \right).$$

⁵² Olley and Pakes (1996) also show that there is a large selection bias if the estimation is performed on a balanced sample. Surviving firms are indeed the most productive. This source of bias is likely to be small in our case since the period of estimation is quite short (1994-1997).

it is not in the estimation of the production function. A possible explanation is that the dynamic feature of the demands for inputs generates large biases in the estimations relying on the revealed behavior of firms. On the other hand, the failure of static optimality does not bias the estimation of the production function.

WSQD is unfortunately imprecisely estimated because of weak internal instruments. In particular, the elasticity of production to computer at the mean of the sample⁵³ can not be shown to be different from 0: as shown in table 2⁵⁴, it is estimated at 4% with a standard error of 3%. Imprecision is also severe for the mean elasticity of output to unskilled labor: the point estimate is very low (3%) compared to its cost share⁵⁵ (22%, see table 3) but imprecision can explain such a difference since the optimal 95% confidence interval is [-4%;+17%]⁵⁶. Furthermore WSQD (like SYSQD) does not fully protect us from measurement error biases here because of the non linearity of the translog production function (Hausman, Newey and Powell, 1995; Hausman, 2001): crossed terms add squares of measurement errors to the residual of the production function so that the mean of the residual is different from 0. WSQD at least protects us from measurement error biases due to first order terms of the translog production function (unlike SE and FE).

Our results concerning the production function are consistent with the literature on information technologies and productivity. In particular, the elasticity of output to computer is difficult to estimate precisely and the point estimate depends on the method of estimation (Stiroh, 2002)

Calculation of the elasticity of the compensated demand for skills to computer stock

The elasticity of compensated demand to computer stock (φ_c) obtained from the WSQD estimation is also imprecisely estimated (table 4): the point estimate of the median⁵⁷ is 0.02 and the corresponding optimal 95% confidence interval is [-0.3;+0.5]⁵⁸ so that it is difficult to get a clear message as far as the direction of the skill bias of technical change is concerned. This interval is quite large: a 15% increase in computer stock (which is about what is observed on average each year over the period 1994-1997) would change the ratio of skilled to unskilled of something between -4.5% (= -0.3x15%) and +7.5% whereas the

⁵³ In the case of a translog production function elasticities of output to inputs depend on inputs levels and are therefore heterogeneous across firms.

⁵⁴ Because all inputs have been centered before computing cross products, first order coefficients of the translog production function in table 2 are elasticities of output to inputs calculated at the mean of the sample.

⁵⁵ According to theory one should not directly compare cost shares to inputs elasticities. The envelope

theorem shows indeed that $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i}{C} \times \frac{\partial C}{\partial p_i} = \frac{p_i x_i}{C} = \frac{\lambda f_i x_i}{C} = \frac{C_y f}{C} \times \frac{f_i x_i}{f} = \frac{\varepsilon_i}{\theta}$ where $\lambda = C_y$ is

the Lagrange multiplier of the program, which is equal to the marginal cost of production and where we have used one of the first order condition of the program: $p_i = \lambda f_i$. In what follows elasticities ε_i are nevertheless not divided by the elasticity of scale θ before comparing them to cost shares since we expect and check that θ is distributed around 1.

⁵⁶ See footnote 38.

⁵⁷ Recall that elasticities of the compensated demand are heterogeneous from one firm to another in the production function method since they depend on the parameters of the production function and on inputs levels, which differ from one firm to another.

⁵⁸ See footnote 38.

average observed change of the ratio of skilled to unskilled over the 1990s is of 2.3% for the private economy. The direction of the bias and its magnitude are therefore still unknown.

The contrast concerning overidentification tests between the results relying on output estimation and those relying on a revealed preference argument is interesting but complicated. This contrast may be due to the fact that adjustment costs have not been taken into account in both approaches. The revealed preference approach may be more affected because the presence of adjustment costs impacts the estimation step (since firms take into account adjustment costs while adjusting their level of inputs) whereas it does not in the production function approach. Complementary investment may likewise play an important role in shaping the rate of investment in information technologies as well as in hiring skilled and unskilled labor. Firms may also make mistakes in their optimization because they do not completely know their production function. The direct estimation of labor demand finally raises identification issues related the way agent build their expectation. To be more confident in the production function method is however not straightforward⁵⁹. Apparent inefficiencies in the behavior of firms may for instance arise because we are ignorant of the true optimizing problem: inefficiencies would be in the eye of the econometrician (McElroy, 1987).

6. Conclusion

Studies measuring the skill bias of technical change usually rely on the direct estimation of compensated demands for of skills. As surveyed by Chennells and Van Reenen (1999), very few of these papers deal with endogeneity biases. Another problematic issue is related to the dynamic feature of labor and capital demands, as specification biases may arise when static compensated factor demands are estimated. The main contribution of this paper is to propose and implement a novel method of estimation, where these issues should be less troublesome. It is based on the estimation of the production function and on the assumption of static optimality.

Implementing this novel method reveals an interesting but complicated contrast with the “traditional” method: the estimation of the compensated demand for skills is strongly rejected by the data whereas the estimation of the production function is not. This novel method however suffers from a major shortcoming, at least when applied to our data. It yields estimates of structural parameters too imprecise to allow to conclude as far the existence and magnitude of skill biased technical change. It calls for additional work on the estimation of production function in order to get more precise estimates. Olley and Pakes (1996) have proposed an interesting working track further developed by Levinsohn and Petrin (2003) and Akerberg and Caves (2003).

References

Acemoglu, Daron, “Why do new technologies complement skills? Directed technical change and wage inequality”, *The Quarterly Journal of Economics* (November 1998), 1055-1089.

⁵⁹ And estimating a simultaneous equation system with the production function and the factor demand equations at the same time would be difficult since orthogonality conditions are not consistent with the data for the factor demand equations alone.

Akerberg, Daniel A., and Kevin Caves, “Structural Estimation of Production Functions: An Application to the Timing of Input Choices”, mimeo, (Aug.,2003)

Arellano, M. and Bond, S., “Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equation”, *Review of Economic Studies* 58 (1991), 277-297.

Arellano, M. and Bover, O., “Another look at the instrumental variable estimation of error-components model”, *Journal of Econometrics* 68 (1995), 29-51.

Athey, Scott and Susan Stern, “An Empirical Framework for Testing Theories about Complementarities in Organizational Design”, *NBER Working Paper 6600*, (1998)

Berman, Eli, J. Bound, Zvi Griliches (1994) “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufactures” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2. (May, 1994), pp. 367-397.

Blundell, R. and Bond S. (2000) GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions, *Econometric Reviews*, 19(3), 321-340

Bresnahan, Timothy, Erik Brynjolfsson and Lorin Hitt, “Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor : Firm-level Evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117 (1) pp. 339-376 (2002).

Bresnahan, Timothy, Greenstein S., Brownstone D., Flamm K. (1996) “Technical Progress and Co-Invention in Computing and in the Uses of Computers”, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, Vol. 1996, pp. 1-83.

Brynjolfsson, Erik and Lorin Hitt, “Computing productivity : Firm-level evidence”, *MIT Working paper*, <http://ebusiness.mit.edu/erik/> (2000a)

Brynjolfsson, E. and Hitt, L., “Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14 n° 4 (2000b)

Dunne Timothy and James A. Schmitz, Jr (1995) “Wages, Employment Structure and Employer Size-wage Premia: Their Relationship to Advanced Technology Usage at US Manufacturing Establishments”, *Economica*, New Series, Vol.62,No.245 (Feb., 1995), 89-107.

Caroli, Eve and John Van Reenen, “Skill-Biased Organizational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments”, *Quarterly Journal of Economics* Vol. 116 No. 4 (2001), pp. 1449-1492.

Chennells, Lucy and John Van Reenen (1999), “Has Technology hurt less Skilled Workers ? An Econometric Survey of The Effect of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs”, *Institute for Fiscal Studies Working Paper*, No. W99/27.

Colecchia, A. and Schreyer, P., "ICT investment and economic growth in the 1990s: is the United States a unique case? A comparative study of nine OECD countries", *STI Working Paper* N°2001/7 (2001).

Crépon, Bruno, Thomas Heckel and Nicolas Riedinger, "Computerization, organizational change and productivity: microeconomic evidence for France", *Working paper CREST-INSEE*, <http://www.crest.fr/seminaires/recherche/20022003/riedinger.pdf> (2003).

Crépon, Bruno and Thomas Heckel, "Computerization in France : an evaluation based on individual company data", *Review of Income and Wealth*, Vol. 48, No. 1 (March,2002), pp. 77-98.

Doms, Mark and Timothy Dunne (1998) "Capital Adjustment Patterns in Manufacturing Plants", *Review of Economic Dynamics* Vol. 1, No.2 (April,1998), pp. 409-429.

Doms, Mark, Timothy Dunne and Kenneth R. Troske, "Workers, Wages and Technology", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.112,No.1 (Feb.,1997), 253-290.

Dunne, T., Haltiwanger, J., and Troske, K., "Technology and jobs: secular changes and cyclical dynamics", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 46(0) (1996), 107-78.

Fuss, Melvyn and Daniel L. McFadden, "Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Volume I: The Theory of Production", *Melvyn Fuss and Daniel L. McFadden Editors, Amsterdam: North-Holland* (1978).

Gordon, R., "Does the "New Economy" Measure up to the Great Inventions of the Past?" *Journal of Economic Perspectives* Vol. 4 N° 14 (2000), 49-74.

Griliches, Z. and J. Hausman, "Errors in Variables in Panel Data", *Journal of Econometrics* 31 (1986), 93-118.

Griliches, Zvi, and Jacques Mairesse, "Production functions: in search for identification", *NBER Working pape*, No. 5067 (1995).

Hamermesh, Daniel S., "Labor demand", *Princeton : Princeton university press* (1993).

Haskel, J. and Heden, Y., "Computers and the demand for skilled labour: industry- and establishment-level panel evidence for the UK", *The Economic Journal* 109 (1999), C68-C79.

Hausman, J. "Mismeasured Variables in Econometric Analysis: Problem from the Right and Problems from the Left" *Journal of Economic Perspective* Fall Vol. 15 N°4 (2001), pp

Hausman, J, W. Newey and J. Powell "Measurement Errors in Polynomial Regression Models" *Journal of econometrics* Vol.65 (1995), 205-233.

Hulten, Charles R., and Franck C. Wykoff, "The Measurement of Economic Depreciation", In *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Charles R. Hulten, ed. Washington, D.C. The Urban Institute Press (1981), pp. 82- 125.

Hulten, C. R. and Wycoff, F. C. : “Issues in the Measurement of Economic Depreciation, Introductory Remarks”, *Economic Inquiry*, Vol. XXXIV, No. 1, (1996).

Jorgenson, Dale W. and Kevin J. Stiroh, “Information Technology and Growth”, *American Economic Review, American Economic Association*, Vol. 89, No. 2 (May,1999), pp. 109-115.

Kaiser, U., “The Impact of New Technologies on the demand for heterogeneous labour”, *Centre for European Economic Research (ZEW) Working Paper* 98-26 (1998).

Lehr, W. and Lichtenberg, F. R., “Computer use and productivity growth in US federal government agencies, 1987-1992”, *Journal of Industrial Economics* 46(2) (1998), 257-79.

Levinsohn J, and Petrin A. “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, vol. 70 n°2 (2003)

Machin, S., “Changes in the relative demand for skills in the UK labour market”, in *Booth and Snower (eds.)*, “Acquiring Skills”, Cambridge: Cambridge University Press (1996), Chapter 7.

Mairesse, Jacques, Nathalie Greenan, and Agnès Topiol-Bensaid (2001), “Information Technology and R&D Impacts on Productivity and Skills: Looking for Correlation on French Firm Level Data”, *NBER Working Paper*, No. W8075 (Jan., 2001).

McElroy M. (1987) “Additive General Error Models for Production, Cost, and Derived Demand or Share Systems”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 4, pp. 737-757.

Nickell, Stephen J. (1999), “Dynamic Models of Labour Demand”, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Chapter 9, *Orley Ashenfelter and David Card editors* (1999)

Oliner, Stephen D. and Daniel E. Sichel, “The resurgence of growth in the late 1990s: Is Information Technology the Story ?”, *Journal of Economic Perspectives* Vol. 14 No. 4 (2000), 3-22.

Olley, Steven, and Ariel Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, (1996), pp. 1263-98.

Stiroh, Kevin, “Computers, Productivity, and Input Substitution”, *Economic Inquiry*, Vol. 36 (2) pp. 175-91 (1998)

Stiroh, Kevin J., “Reassessing the Role of IT in the Production Function: A Meta-Analysis”, *Working Paper Accepted for inclusion at NBER/CRIW/CREST Conference on R&D, Education, and Productivity in honor of Zvi Griliches*, (August,2003), <http://www.ny.frb.org/research/economists/stiroh/papers.html>

Table 1: Direct estimation of the compensated demand for skills

	SE	FE	WSQD	SYSQD
ρ			-0.033 (0.028)	0.664 (0.015)
ω_u	0.309 (0.021)	0.255 (0.024)	-0.208 (0.202)	-1.382 (0.156)
ω_s	-0.614 (0.019)	-0.568 (0.025)	-0.252 (0.159)	0.228 (0.160)
φ_c	0.099 (0.005)	0.000 (0.007)	-0.268 (0.065)	0.039 (0.072)
φ_o	-0.110 (0.006)	-0.005 (0.011)	0.505 (0.097)	-0.874 (0.105)
λ_y	0.064 (0.007)	0.046 (0.012)	0.986 (0.226)	0.859 (0.121)
Sargan statistic	1013	372	80	296
Degrees of freedom	43	27	12	24
p-value	0	0	0	0

Note: The dependant variable is the logarithm of the ratio of skilled to unskilled labor. SE corresponds to the GMM estimation with strong exogeneity, FE to the one with fixed effects, WSQD to the one with weak simultaneity and first order autocorrelation, and SYSQD to the one with weak simultaneity, stationary assumption and first order autocorrelation. For WSQD and SYSQD, ρ is the coefficient of first order autocorrelation. Conditions in level and difference include year dummies. Conditions in level include detailed industry dummies (15 in manufacturing, 3 in trade and 7 in other services). Standard errors are shown in parentheses and are computed by bootstrap with 500 replications. They are robust to heteroscedasticity and serial correlation. * indicates coefficients significant at the 5% level. Estimations are performed with a balanced panel of 15,605 firms observed over the period 1994-1997.

Table 2: Estimation of the translog production function

	SE	FE	WSQD	SYSQD
ρ	-	-	0.17 (0.06)	0.49 (0.05)
α_m	0.46 * (0.02)	0.62 * (0.01)	0.63 * (0.04)	0.64 * (0.02)
α_u	0.28 * (0.01)	0.12 * (0.01)	0.03 (0.06)	0.15 * (0.02)
α_s	0.14 * (0.01)	0.06 * (0.00)	0.08 * (0.03)	0.08 * (0.02)
α_c	0.03 * (0.01)	0.00 (0.00)	0.04 (0.03)	0.07 * (0.01)
α_o	0.06 * (0.01)	0.04 * (0.00)	0.10 * (0.04)	0.03 * (0.01)
β_{mm}	0.10 * (0.01)	0.07 * (0.00)	0.05 * (0.01)	0.02 (0.02)
β_{mu}	-0.10 * (0.01)	-0.04 * (0.00)	-0.04 (0.02)	-0.02 (0.02)

β_{ms}	-0.06 *	-0.03 *	0.00	-0.04 *
	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.02)
β_{mc}	0.01	-0.01 *	0.00	0.02
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
β_{mo}	-0.04 *	-0.02 *	-0.03 *	-0.01
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.02)
β_{uu}	0.07 *	0.03 *	0.00	0.02
	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
β_{us}	-0.03 *	-0.01	0.04	0.00
	(0.01)	(0.00)	(0.03)	(0.02)
β_{uc}	-0.02 *	0.01 *	-0.01	-0.01
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
β_{uo}	0.00	0.00	0.00	0.01
	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.01)
β_{ss}	0.05 *	0.02 *	0.01	0.04 *
	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.01)
β_{sc}	0.00	0.01 *	0.00	0.01
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
β_{so}	0.00	0.01 *	-0.04	-0.04 *
	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.02)
β_{cc}	0.01	0.00	0.00	0.00
	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
β_{co}	0.00	0.00	0.00	0.00
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
β_{oo}	0.01 *	0.01 *	0.02 *	0.02 *
	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
Sargan statistic	11,978	2,618	48	243
Degrees of freedom	220	140	42	84
p-value	0	0	0.23	0

Note: The dependant variable is the logarithm of production. All inputs have been centered at the mean of the sample before computing cross products so that first order coefficients can be interpreted as average elasticities. See note of Table 1.

Table 3: Average cost shares and elasticities of output to inputs

	Average cost shares	Average elasticities of output to inputs			
		SE	FE	WSQD	SYSQD
Materials	0,51	0,46	0,62	0,63	0,64
	(0,19)	(0,02)	(0,01)	(0,04)	(0,02)
Unskilled	0,22	0,28	0,12	0,03	0,15
	(0,14)	(0,01)	(0,01)	(0,06)	(0,02)
Skilled	0,19	0,14	0,06	0,08	0,08
	(0,14)	(0,01)	(0,00)	(0,03)	(0,02)
Computers	0,004	0,03	0,00	0,04	0,07
	(0,005)	(0,01)	(0,00)	(0,03)	(0,01)
Other capital	0,07	0,06	0,04	0,10	0,03
	(0,07)	(0,01)	(0,00)	(0,04)	(0,01)

Note: Standard errors are shown in parentheses and are computed by bootstrap with 500

replications.

Table 4: Elasticities of compensated demand for skills calculated from the WSQD estimation of the production function

	1 st quartile	Median	3 rd quartile
φ_c	-0.13 (0.20)	0.02 (0.17)	0.14 (0.21)
ψ_c	-0.21 (0.23)	-0.06 (0.16)	0.15 (0.19)

Note: Standard errors are shown in parentheses and are computed by bootstrap with 500 replications.

Appendix: the primal approach in the theory of production

The elasticities of marginal cost and compensated demands to inputs prices and to output are derived in the case of a general production function. Expressions are not displayed in the more specific case of a translog production function since they are not simpler. Firms minimize their production cost:

$$C(\{p_i\}, y) = \min_{\{x_i\}} \sum_i p_i x_i$$

$$s.t. y = f(\{x_i\})$$

The first-order conditions of this program are:

$$\begin{cases} y = f \\ p_i = \lambda f_i \text{ for all } i \in \{m, u, s, c, o\} \end{cases}$$

where the Lagrange multiplier λ is equal to the marginal cost C_y (envelope theorem).

Differentiating the first-order conditions yields:

$$\begin{cases} dy = \sum_i f_i dx_i \\ dp_i / C_y = f_i dC_y / C_y + \sum_j f_{ij} dx_j \text{ for all } i \in \{m, u, s, c, o\} \end{cases}$$

or with matrices:

$$\begin{bmatrix} dy \\ dp / C_y \end{bmatrix} = F \begin{bmatrix} dC_y / C_y \\ dx \end{bmatrix} \text{ with } F \equiv \begin{bmatrix} 0 & (\nabla f)' \\ (\nabla f) & (\nabla^2 f) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & f_m & \dots & f_o \\ f_m & & & \\ \dots & & (f_{ij}) & \\ f_o & & & \end{bmatrix}$$

F is called the bordered Hessian and ∇ is the gradient operator. Inverting this relationship and using the co-factors and the determinant of this matrix, one can express the derivatives of the marginal cost and the demand for inputs, with respect to prices and output:

$$\begin{cases} \partial C_y / \partial p_i = F_i / |F| \\ \partial C_y / \partial y = C_y F_0 / |F| \\ \partial x_i / \partial p_j = F_{ij} / (C_y |F|) \\ \partial x_i / \partial y = F_i / |F| \end{cases}$$

Transforming these expressions into logarithmic derivatives and using again the first-order conditions of the cost minimization program finally gives, among other things, the expressions of the parameters defined in equations 5:

$$\left\{ \begin{array}{l} \chi_i \equiv \partial \ln C_y / \partial \ln p_i = f_i F_i / |F| \\ \delta_y \equiv \partial \ln C_y / \partial \ln y = f F_0 / |F| \\ \eta_{ij} \equiv \partial \ln x_i / \partial \ln p_j = (f_j / x_i) (F_{ij} / |F|) = (x_j f_j / f) \left(\sum_k x_k f_k / f \right)^{-1} \left(\sum_k x_k f_k / x_i x_j \right) (F_{ij} / |F|) = (\varepsilon_j / \theta) \sigma_{ij}^A \\ \mu_{iy} \equiv \partial \ln x_i / \partial \ln y = (f / x_i) (F_i / |F|) \end{array} \right.$$

Chapitre 3 :

**Have Information Technologies shifted
upward Multifactor productivity in the 90s:
Evidence from French firm-level data**

Bruno Crépon, Thomas Heckel et Nicolas Riedinger (2006)

A paraître dans Annales d'Economie et de Statistique

Abstract

We have implemented a new methodology in order to examine the effect of Information Technologies (IT) on Multifactor Productivity (MFP) at the firm level. Although the skill biased technical change hypothesis has received a lot of empirical support, previous studies typically assumed that input efficiencies were affected homogeneously. We relax this assumption by developing a very simple model that leads us to add the cost shares of inputs interacted with IT to the usual regression relating MFP growth to IT adoption. Our results based on a sample of manufacturing firms suggest that Internet adoption increases significantly MFP, assuming away the simultaneity issue. Moreover, all inputs would not be affected in the same way. Internet would increase strongly the efficiency of female, skilled and highly skilled workers. By contrast, the adoption of personal computers, mainframe computers, transfer of data within firms and transfer of data with clients or suppliers are not correlated with MFP growth. Finally, our results suggest that the effect of IT adoption on MFP growth does not depend on the use of new work practices.

Keywords: Productivity, Information Technologies, New Work Practices, Technological Bias

JEL classification: J21, J23, C33, J31, L60

Résumé

Les technologies de l'information ont-elles accru la productivité globale des facteurs dans les années 90 ? Une analyse sur données d'entreprises françaises

Les travaux portant sur l'impact des technologies de l'information (TI) sur la productivité globale des facteurs (PGF) supposent que les facteurs de production sont affectés de manière homogène, alors même que la littérature sur le biais technologique invalide largement cette hypothèse. Nous la relâchons dans un modèle simple qui conduit à inclure dans la régression de la PGF sur les TI des termes d'interaction entre TI et parts des coûts des facteurs. L'estimation réalisée sur un échantillon d'entreprises industrielles donne un effet significatif de l'adoption d'Internet sur la PGF, en ignorant la question de la simultanéité. Cet effet est de plus hétérogène : Internet augmente essentiellement l'efficacité des femmes et des salariés qualifiés. En revanche, son effet ne dépend pas significativement des pratiques organisationnelles. Enfin, l'adoption d'ordinateurs, en réseaux ou non, et les systèmes d'échanges de données informatiques avec les clients ou les fournisseurs n'ont pas d'impact significatif.

1. Introduction

According to studies relying on growth accounting, Multifactor Productivity (MFP) accelerated in the 90s in France (Cette, Kocoglu and Mairesse 2004) and in other OECD countries (see for instance Oliner and Sichel 2002, for the United States). MFP growth would have increased in the industries producing Information Technologies (IT) as well as in the industries using them. Returns larger than costs, excess returns hereafter, of investment in IT

could explain MFP acceleration in the industries using IT. IT would have increased production growth not only through capital deepening but also by shifting upward the production function. There is already empirical evidence supporting the existence of excess returns (Lehr and Lichtenberg 1999; Brynjolfsson and Hitt 2003): MFP growth would be larger for firms having adopted IT. Identifying the reasons explaining excess returns is nevertheless difficult. Brynjolfsson and Hitt 2003 suggest that IT adoption is accompanied by large and time-consuming investments in complementary inputs such as organizational capital, which may be omitted in the calculation of productivity. Firms may have adopted new work practices to get all the benefits of IT and the correlation between IT adoption and MFP growth would result from the fact that the contribution of these new work practices to output growth are not taken into account in the computation of MFP.

These assumptions are tested using a sample of 3405 French manufacturing firms observed over the period 1994-1997. The main contribution of the paper is to develop an empirical framework where the effects of IT may be heterogeneous within input efficiencies. A shortcoming of most previous studies is indeed that they estimate the effect of IT on productivity ignoring that IT are found to be a source of skill bias and to affect inputs heterogeneously (Bresnahan, Brynjolfsson and Hitt 2002). Taking into account this heterogeneity is important since the overall effect on productivity may be smaller than the effect on each input efficiency: strong positive and negative effect can occur even though the overall effect on MFP growth is small and difficult to detect in the end.

Six narrowly defined IT are considered: Internet, personal computers connected to a network, personal computers not connected to a network, mainframe computers, transfer of data within firms with a computer system and transfer of data with clients or suppliers with a computer system. Some previous studies have shown that the effect may critically depend on the type of technology. For instance, contrary to total computer investment, technologies used to automate the process of production are usually found to have no significant effect on productivity (Doms, Dunne and Troske 1997; Lehr and Lichtenberg 1999).

Looking at the impact of IT on productivity over the period 1994-1997 is relevant, especially given that MFP growth increased in France at the macroeconomic level between the first and the second half of the 90s (from 0.0% to 0.9% according to Cette, Kocoglu and Mairesse 2004). Furthermore, not all firms did adopt these IT in 1997 so that their effects on MFP can be identified. Finding a firm without these IT after 2000 would be much more difficult. In the paper, we first examine whether the adoption of various IT is correlated with MFP growth measured as usual with the Solow residual. IT adoption is then interacted with new work practices. We finally explore whether interacting the adoption of IT with input cost shares has additional power in explaining MFP growth. These interaction terms identify the effect induced by the adoption of IT on each input efficiency under some reasonable assumptions.

It turns out that only Internet adoption is positively and significantly correlated with MFP growth among the IT considered here. Assuming that this correlation does indeed measure the effect of Internet on MFP growth, the effect is quite large when compared to the acceleration of MFP observed at the macroeconomic level in the 90s. Moreover the effect on input efficiencies is not homogeneous: Internet strongly improves the efficiency of women, skilled and highly skilled labor. Finally, interacting Internet with new work practices does not bring support to the idea that excess returns would come from complementarities between IT and these practices. As far as other IT are considered, no positive and significant correlation is found with MFP growth, even when taking into account new work practices or

heterogeneous effects within input efficiencies. According to these last results, these IT would affect production growth through capital deepening but they would not improve MFP.

2. A new empirical framework letting IT affect each input efficiency heterogeneously

Studies looking at the effect of IT on MFP growth at the firm level typically estimate an equation of the following type (Brynjolfsson and Hitt 2003):

$$\Delta \ln A = a + b \times \Delta IT + \varepsilon \quad [1]$$

where $\Delta \ln A$ is the MFP growth measured with the Solow residual ($\Delta \ln A \equiv \Delta \ln Y - \sum_i \pi_i \Delta \ln X_i$ where Y , $\{X_i\}$ and $\{\pi_i\}$ are production, inputs and average

input cost shares) and ΔIT is a dummy variable indicating whether a firm has adopted IT. Such an equation is obtained in a simple framework where firms are constrained by a technology $Y = F(AX_1, \dots, AX_n)$ and minimize their cost of production. The production function is assumed sufficiently smooth so that the traditional Cobb-Douglas technology is a valid first-order approximation. Cost minimization is required to get the equality between elasticities of output to inputs and cost shares. The last assumption required to obtain equation [1] is that IT adoption can generate excess returns and therefore affect MFP:

$$A = A(IT)$$

Information technologies are new, so that it is difficult to assume that the production function is the same before and after their adoption. This is particularly true for Internet, which has enabled firms to collect and disseminate information in a completely new way. Treating IT as a continuous input accumulated according to its relative price tells only half of the story. We therefore assume that the adoption of IT induces a shift in the technology of production by changing MFP.

An interaction term between IT adoption and new work practices (*NWP*) can be added in order to investigate the potential role of such practices in explaining the correlation between IT and MFP:

$$\Delta \ln A = a + b \times \Delta IT + c \times \Delta IT \times NWP + \varepsilon \quad [2]$$

Equations 1 and 2 have been estimated. Furthermore, the previous empirical framework has been generalized by letting IT affect each input efficiency (A_i) heterogeneously:

$$Y = F(A_i X_1, \dots, A_n X_n)$$

$$A_i = A_i(IT)$$

As a result MFP growth can be written as a function of efficiency changes:

$$\Delta \ln A = \sum_i \pi_i \Delta \ln A_i$$

and taking into account the link between efficiency changes and IT adoption:

$$\Delta \ln A = \sum_i a_i \times \pi_i + \sum_i b_i \times \pi_i \times \Delta IT + \varepsilon \quad [3]$$

Equation 3 is estimated to assess the heterogeneity of the effect of IT within the efficiencies of the different inputs.

The issue addressed here is related to the skilled-biased technical change issue. To know how IT affect the relative demand for inputs would nevertheless require additional information about the elasticity of substitution between inputs. Considering the simple case of a technology of production with two inputs leads indeed to the standard relative demand

equation (Acemoglu 1998) augmented by an additional term depending on input efficiencies and on the elasticity of substitution between both inputs (σ):

$$\Delta \ln(X_1/X_2) = \sigma \Delta \ln(p_2/p_1) + (\sigma - 1) \Delta \ln(A_1/A_2)$$

According to this equation, a rise in the relative efficiency of input 1 leads to an increase of its relative demand if possibilities of substitution are large, that is if the elasticity of substitution is above 1.⁶⁰ Some heterogeneity within input efficiencies is a necessary condition for the presence of biased technical change but the direction and size of the induced shift on relative demand depend on the possibilities of substitution between inputs.

3. The data sources

Our data set is built from two tax sources (*BRN* and *DADS* hereafter), and the survey *Changement Organisationnel et Informatisation* (*COI* hereafter). The *BRN* and *DADS* sources allow us to compute MFP growth between 1994 and 1997 and average input cost shares. The *COI* survey provides detailed information about IT adoption between 1994 and 1997 and new work practices used in 1997 for a sample of 4283 firms of more than 20 employees from the manufacturing industry⁶¹.

The *BRN* source contains 22057 firms of more than 20 employees in the manufacturing industry present in 1994 and 1997. Merging with the *DADS* source leaves us with a sample of 20764 firms. The dataset actually contains 18816 firms for which MFP growth between 1994 and 1997 can be calculated⁶². Merging it with the *COI* survey gives us a dataset of 3646 firms. Some elementary cleaning has finally been done on MFP growth between 1994 and 1997 and the final sample has 3405 firms⁶³. In 1994, 20% had less than 50 employees, 30% between 50 and 100 and 50% more than 100.

MFP growth and input cost shares

The *BRN* source is built from mandatory reports of all firms subject to the largest regime of profit taxes called *Bénéfices Réels Normaux*. The *BRN* source provides for each firm production, materials, employment, labor cost and capital stock. As far as production and materials are concerned, detailed National Accounts price indices (dividing the economy in forty industries) have been used to get volumes. They take into account the heterogeneity of production and materials prices within industries. Capital input is measured from the stock of fixed assets given in firms' balance sheets. Fixed assets include land, building, equipment, vehicles and office, computing and accounting machinery. A correction is applied to take into account the fact that assets are valued at historic or acquisition cost in firms' balance

⁶⁰ There is no contradiction between allowing the elasticities of substitution to differ from 1 and the previous Cobb-Douglas approximation. Indeed, the deviations from 1 of the elasticities of substitution would involve second-order terms in equation [1] and are therefore neglected. Notwithstanding, in the labor demand equations, such deviations involve first-order terms and therefore must be taken into account.

⁶¹ The *COI* survey was carried out by mails between September 1997 and April 1998 in the manufacturing industries. Firms of more than 20 employees were randomly selected in each industry and in each of the following group of firms: between 20 and 49 employees, between 50 and 99, between 100 and 499 and of more than 500 (Foray and Mairesse 1999).

⁶² Observations for which production or labor cost are not strictly positive have been removed.

⁶³ Observations whose MFP growth does not belong to the interval built from the median +/- 5 times the difference between the third and the first quartile have been removed.

sheets and not in volume. The correction depends on the mean age of capital and on the National Accounts price index of investment⁶⁴. No correction is made to take into account physical decay which amounts to assume that capital does not lose efficiency during their service life.

The *DADS* source is built from the mandatory employer reports for payroll taxes called *Déclarations Annuelles des Données Sociales*. The corresponding employee level file is exhaustive and available since 1994. It contains information about all employees of all firms of the private sector. It provides for each employee the number of hours worked, labor cost and the socio-professional group. This information has been aggregated at the firm level into twenty-four different labor inputs. Three skills are introduced according to employees' occupations. Occupations corresponding to highly skilled are business heads, senior executives and intermediate occupations. Occupations corresponding to skilled are skilled office and manual workers while occupations corresponding to unskilled are unskilled office and manual workers. For instance, data processors are regarded as highly skilled since the corresponding occupations mainly belong to intermediate occupations. Secretaries (who may have strong computer skills) are office workers and are therefore classified either as skilled or unskilled. Four categories of age are considered: below 25, between 25 and 35, between 35 and 50 and above 50. Finally, distinguishing between male and female workers leads us to 24 (=3x4x2) labor inputs.

MFP growth is computed with the Solow residual using these 24 labor inputs measured in number of hours as well as materials and capital⁶⁵. The average MFP growth rate between 1994 and 1997 is 2.0%, which corresponds to an annual growth of MFP computed with value-added instead of production of 1.8% ($=2.0\%/3/(1-0.57)$)⁶⁶. 1.8% is large when compared to the growth accounting results for France: Cette, Kocoglu and Mairesse 2004 get a value-added MFP annual growth rate of 0.0% over the period 1990-1995 and 0.9% over the period 1995-2002. Many factors may explain the large MFP growth rates we get. First, MFP growth is expected to be larger in manufacturing than in the rest of the economy. Second, firms that went bankrupt between 1994 and 1997 were removed from our sample. As a result, MFP growth is expected to be biased upward because these firms certainly had lower MFP growth. Our measure may also be upwardly biased because the heterogeneity of capital is not taken into account in the computation of MFP growth. In particular, IT capital

⁶⁴ The mean age of capital is first estimated by multiplying an assumed service life of 16 years by the share of depreciated assets measured from firms' balance sheets. This estimate is expected to be biased upward because firms are induced to use depreciation in order to pay less tax (Atkinson et Mairesse 1978). It is therefore divided by 2 if lower than 8, and diminished by 4 years if larger than 8. Capital is then estimated by dividing the historical cost measure by the price at the current date minus the mean age of capital. It amounts to assuming that capital has been accumulated through a unique investment at this date.

⁶⁵ A problem arises due to the fact that there are zeros for some of our workers categories (at one or two of the considered time periods). We follow Davis and Haltiwanger 1992 way to treat this issue. Growth rates are computed according to the following first order approximation: $\dot{X} = 2(X_t - X_{t-1}) / (X_t + X_{t-1})$ and are assumed to be 0 if both quantities are zeros. Growth rates are therefore always defined and belong to the interval $[-2, 2]$.

⁶⁶ The average MFP growth between 1994 and 1997 is divided by 3 to get an annual growth rate and divided by 1-0.57 where 57% is the share of materials in production to get a value-added MFP growth rate, that is to say assuming that materials are proportional to production. In the empirical work, a production MFP is preferred because it allows us to use the firms not always having a positive value-added.

is expected to have grown more rapidly than other capital. This last issue is further discussed in the empirical section.

Cost shares play a key role in our econometric specification. A time invariant measure is used, namely the mean of the cost shares in 1994 and 1997. We further assume perfect competition and constant returns to scale. As a result, the share of materials and labor are simply the ratio of materials and labor costs to production, which are directly observed in the *BRN* source. The cost of capital is calculated using the fact that the sum of input costs (materials, labor and capital) is equal to the value of production. The share of labor is then distributed amongst the 24 detailed labor inputs according to their cost observed in the *DADS* source:

$$\pi_M = (\text{materials cost} / \text{production})(BRN)$$

$$\pi_L = (\text{labor cost} / \text{production})(BRN)$$

$$\pi_K = 1 - \pi_M - \pi_L$$

$$\pi_{Li} = \pi_L \frac{\text{labor cost } i(DADS)}{\sum \text{labor costs}(DADS)}$$

Average cost shares are 57% for materials, 32% for labor and 10% for capital⁶⁷. The share of male labor is larger than that of female labor (23% against 8%). The share of employees between 35 and 50 is larger than that of employees below 25, between 25 and 35 and above 50 (15% against respectively 1%, 8% and 7%). The share of skilled and highly skilled are both 13% whereas that of unskilled is 7%. The distributions of cost shares do not strongly differ in firms adopting IT. For instance, the average share of highly skilled in firms adopting Internet is 14% whereas the average in the whole sample is 13%.

IT adoption between 1994 and 1997

Binary variables are built from the *COI* survey for six IT. Table A in appendix reports the questions used to define each of them. Each IT adoption variable is equal to 1 if the firm adopted the corresponding IT between 1994 and 1997 and 0 otherwise. Table 1 shows that IT adoption is larger in big firms, firms belonging to a group, firms in IT producing industries and exporting firms. MFP growth is also shown to be correlated with these features. MFP growth is nevertheless likely to be correlated to these features not only because of IT adoption. For instance, firms belonging to a group are likely to have larger MFP growth because they benefit from the experience and knowledge of the other firms of the group. Control variables corresponding to these features are therefore included in the empirical work.

New work practices used in 1997

The *COI* survey is also used to build new work practice variables. Table 2 reports the *COI* questions that are directly used as explanatory variables (see Greenan and Mairesse 1999 and 2003, for more definitions on these new work practices). Each variable is equal to 1 if the firm used the corresponding practice in 1997 and 0 otherwise, except for the two variables “Number of tasks outsourced” and “Number of tasks production workers are responsible for”, which range from 0 to 3. These variables of new work practices are defined “in levels” in 1997: if firms needed to use some particular work practices in 1997 to get the benefits of

⁶⁷ Or 74% and 26% for labor and capital considering only these two inputs.

IT, MFP gains are expected in firms having adopted IT between 1994 and 1997 and using these particular work practices in 1997, either because these work practices were adopted between 1994 and 1997 or because they had already been used in 1994.

Table 1: Means of MFP growth and IT adoption variables

		Full Sample	Firms of more than 100 employees	Firms belonging to a group	Firms in IT producing industries	Firms exporting more than 50% of their sales
MFP Growth between 1994 and 1997		0.020	0.018	0.023	0.104	0.022
IT adoption	Internet	0.41	0.60	0.54	0.65	0.55
	Personal computers connected to a network	0.41	0.48	0.45	0.45	0.42
	Personal computers not connected to a network	0.17	0.16	0.17	0.13	0.17
	Mainframe computers	0.11	0.12	0.13	0.09	0.12
	Transfer of data within firms with a computer system	0.36	0.45	0.43	0.46	0.35
	Transfer of data with clients / suppliers with a computer system	0.29	0.41	0.37	0.36	0.31
Number of firms		3405	1594	1972	368	460

As shown in table 2, the share of firms using these new work practices is quite large. For instance, 27% of the firms use value analysis, functional analysis or AMDEC method. Moreover, firms having adopted IT are generally more likely to use these new work practices. This is particularly true for Internet adoption. Complementarities between IT and new work practices could explain these correlations. Nevertheless, the results presented in the next section do not suggest that this explanation is valid.

4. The econometric results

Correlation of MFP with IT

The correlation of MFP with IT is first estimated using the usual and more constrained specification where MFP growth is a function of IT adoption (see equation 1). Table 3 reports the estimates of the regressions corresponding to each IT adoption considered here. Each regression includes a set of control variables: size dummies, industry dummies including dummies for IT producing industries, the Herfindahl index measuring the concentration of each industry at a detailed level, the share of firms' sales which are exported and a dummy variable indicating whether the firm belongs to a group⁶⁸. The equation is

⁶⁸ Using IT producing industry dummies does change the results. For instance, the coefficient of Internet adoption decreases from 2.0% (not shown) to 1.1% (reported in table 3) with standard errors of 0.5% when IT producing industry dummies are added.

estimated in difference between 1994 and 1997 as a function of the decision to adopt IT within this interval. Using difference protects against the bias of unobserved heterogeneity.

Table 2: Means of new work practices variables

New work practices in 1997	Full sample	Firms adopting Internet
Number of tasks outsourced (from 0 to 3) ⁶⁹	1.34	1.51
Use of ISO 9001, ISO 9002 or EAQF certification	0.48	0.63
Use of other certification or total quality management	0.34	0.43
Use of value analysis, functional analysis or AMDEC method	0.27	0.39
Use of 5S method or total productive maintenance	0.17	0.25
Organization in profit centers	0.30	0.45
Use of formal in-house customer / suppliers contracts	0.28	0.37
System of just-in-time delivery	0.36	0.45
System of just-in-time production	0.36	0.43
More than 10% of the workers in self managed teams (either production or non production workers)	0.38	0.44
More than 10% of the workers in problem solving groups (either production or non production workers)	0.40	0.50
More than 10% of the workers in project teams (either production or non production workers)	0.36	0.48
Number of tasks production workers are responsible for (from 0 to 3) ⁷⁰	1.41	1.65
Suppliers or subcontractors take part in designing end-products	0.41	0.50
Suppliers or subcontractors make just-in-time deliveries	0.51	0.57
Suppliers or subcontractors comply with ISO standards or other formal quality approaches	0.63	0.77
Use of subcontracting to adjust output to demand	0.57	0.64
Sum of all the new work practices (from 0 to 17) ⁷¹	6.7	8.4
Number of firms	3405	1384

⁶⁹ Tasks considered are: R&D and design; purchasing; engineering, production management and scheduling; manufacturing; quality assurance; maintenance; sales, marketing and advertising; IT; telephony and networks; human resources and staff training; accounting and management control; finance and cash management; legal affairs; environment, health and safety. The variable takes the modality 0 for no task, 1 for 1 to 2 tasks, 2 for 3 to 5 tasks and 3 for more than 5 tasks.

⁷⁰ Tasks considered are: adjust installations; perform first level maintenance; allocate tasks to production workers; inspect quality of supplies; inspect quality of production; participate in performance improvements; participate in project teams; stop production in case of an incident; troubleshoot in case of an incident; start production again in case of an incident. The variable takes the modality 0 for 0 to 2 tasks, 1 for 3 to 4 tasks, 2 for 5 to 6 tasks and 3 for more than 6 tasks.

⁷¹ This variable is the sum of all the above binary variables as well as the variables *Number of tasks outsourced* and *Number of tasks production workers are responsible for* divided by 3.

Table 3: Correlations of MFP growth with IT adoption

Internet	Personal computers connected to a network	Personal computers not connected to a network	Mainframe computers	Transfer of data within firms with a computer system	Transfer of data with clients or suppliers with a computer system
0.011*	0.006	0.003	0.002	-0.001	0.002
(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.004)	(0.005)

Note: Sample of 3405 manufacturing firms. The dependent variable is MFP growth between 1994 and 1997. Each column corresponds to a separate OLS regression with one IT adoption variable. Control variables are included in all regressions: a set of 7 industry dummies (including two dummies for the industries producing IT), the Herfindahl index measuring the concentration of the firm industry at a very detailed level (distinguishing around 700 industries), a set of 4 size dummies, a dummy indicating whether the firm belongs to a group and the share of exports in sales. Standard errors in brackets are robust to heteroscedasticity. * indicates a coefficient significant at the 5% level.

MFP growth is positively and significantly correlated to Internet adoption. The contribution of Internet adoption to the whole sample MFP growth computed from this correlation is 0.4 percentage point between 1994 and 1997 (=estimate x share of firms adopting Internet = 1.1%x41%). It is far from negligible when compared to the whole sample MFP growth (=2.0%, see table 1). Using value-added MFP growth rather than production MFP growth, the contribution is 0.3 percentage point each year (=estimate x share of firms adopting Internet / number of years / share of materials = 1.1%x41%/3/57%). It must be compared to 1.8%, which is the whole sample annual growth rate of value-added MFP (=2.0%/3/57%). It can also be compared to MFP growth found in growth accounting studies: Cette, Kocoglu and Mairesse 2004 get an increase of annual MFP growth from 0.0% to 0.9% from 1990-1995 to 1995-2002. If the correlation results from a causal link from IT adoption to MFP growth, then IT adoption may explain a significant share of the acceleration of MFP in the 90s.

Other IT adoptions considered here are not correlated with MFP growth. These results suggest that they would affect production growth only through capital deepening but not through an impact on MFP growth.

An important issue raised by the results reported in table 3 stems from the fact that MFP growth may be underestimated because we do not introduce separately computers and other assets⁷². This could be responsible for some of the correlation found between MFP and

⁷² If the “true” production function involves separately the stock of capital excluding computers and the stock of computers, the “correct” capital growth in the computation of MFP growth is equal to $cK/(cK + c_cC) \times \Delta \ln K + (1 - cK/(cK + c_cC)) \times \Delta \ln C$ where K is the stock of capital excluding computers and c its cost, and C is the stock of computers and c_c its cost. As soon as $c_c > c$ and $\Delta \ln(C) > \Delta \ln(K)$, the “correct” capital growth is higher than the capital growth used here in the computation of MFP growth $(= K/(K + C) \times \Delta \ln K + (1 - K/(K + C)) \times \Delta \ln C)$. Moreover capital

Internet adoption, since the latter is likely to be correlated with computer capital growth. Nevertheless, the fact that we do find no correlation between MFP and other IT suggests that this issue is not that critical.

The regressions presented in table 3 also raise the standard endogeneity issue, namely that Internet may be a proxy for more dynamic firms that are more likely to innovate and improve their productivity independently from the adoption of Internet. Valid instruments are hard to find since they must be correlated with Internet adoption but not with productivity shocks. Three questions of the COI survey may be considered as valid instruments for Internet adoption: Did your clients impose constraints influencing your firm computerization between 1994 and 1997? Did the difficulty to find specific skills block your firm computerization between 1994 and 1997? Did the difficulty to train or regrade the staff block your firm computerization between 1994 and 1997? The corresponding binary variables do explain significantly Internet adoption⁷³. Implementing the Generalized Method of the Moments is nevertheless helpless due to the poor precision of the estimation. The GMM estimate of the effect of Internet on MFP is both not significantly different from 0 and not significantly different from the OLS estimate (1.1%, reported in table 3)⁷⁴.

Other studies at the firm level have also found evidence of excess returns, including Lehr and Lichtenberg 1999 and Brynjolfsson and Hitt 2003⁷⁵. The latter's estimate of the elasticity of MFP to computers is 0.002 or 0.003 (=0.014/7 or 0.019/7, see table 2 in their paper) depending on whether computer capital is used or not to compute MFP growth. Considering a computer growth of 25% leads to a contribution of 0.5 to 0.75 percentage point each year, which is not very different from the annual contribution of 0.4 percentage point we get here (=1.1%/3).

The order of magnitude of the correlation between MFP and Internet is consistent with previous empirical evidence at the firm level. Our results nevertheless do not point to a significant correlation between MFP and personal computers (either connected to a network or not), or mainframe computers, which contrasts with the results of Brynjolfsson and Hitt 2003 who get a positive and significant correlation using a measure of computer capital including personal and mainframe computers.

growth may also be biased (up or down) because the investment price index used to deflate capital is computed by French National Accounts using amongst other things hedonic price indices for computers, which are not observed.

⁷³ The regression with Internet adoption as dependent variable and the three binary variables and the set of control variables as explanatory variables gives significant and positive coefficients for the three binary variables (3.6%, -7.0% and -4.0% with standard errors of 1.5%, 1.9% and 1.9%).

⁷⁴ The GMM estimate of the effect of Internet adoption on MFP growth is indeed -2% with a standard error of 4%. The corresponding overidentification test is not rejected: the Sargan statistic is 1.5 with 2 degrees of freedom and the p-value is 47%.

⁷⁵ By contrast, Stiroh 2002 does not find a significant correlation between the acceleration of the Solow residual (between the two periods 1984-1993 and 1993-1999) and information and communication technologies capital intensity in 1993. However, this could be due to the fact that he uses industry-level data, and not firm-level data. Another difference with our work is that he measures the intensity in the whole set of information and communication technologies whereas we look at the adoption of six well-defined technologies.

Introducing new work practices

The correlation between MFP and IT is further investigated by looking whether it depends on the use of particular work practices. The view that IT and new work practices are complementary was first introduced theoretically by Milgrom and Roberts 1995 and Athey and Stern 1998. Bresnahan, Brynjolfsson and Hitt 2002 and Brynjolfsson and Hitt 2003 found some empirical support for this view. Interaction terms between IT adoption and the use of a large number of new work practices in 1997 (as well as the use of these new work practices in 1997 as control variables) are added to the previous specification (see equation 2). Table 4 reports the estimates of the interaction terms, which are expected to be positive according to the complementarity view. Our results do not support the idea that the gains from IT adoption depend on the new work practices considered here.

Only two parameters are indeed positive and significant: the one corresponding to the interaction term between *transfer of data within firms* and *use of other certification or TQM*, and the one between *transfer of data within firms* and *use of formal in-house customer / supplier contracts*. But taking MFP growth between 1994 and 1998 rather than 1994 and 1997 leads to smaller and insignificant correlations (respectively 1.4% and 0.9% with standard errors of 1.0% and 0.9%). It shows that the previous significant correlations are not robust. Furthermore, taking the sum of all the new work practices rather than testing each one separately also leads to an insignificant or negative interaction term (see last row of table 4).

Introducing input cost shares

The theoretical section shows that regressions presented above are badly specified if IT do not affect input efficiencies homogeneously: interaction terms between IT adoption and input cost shares must be added to the previous regressions (see equation 3). Some simple restrictions are imposed so that the number of coefficients to be estimated is reasonable. We assume that the effect of IT adoption on skills, age and gender are additive. In what follows, each labor category is indexed by skills (s), age (a) and gender (g) and the coefficients a_i and b_i of equation 3 take the following form for labor inputs:

$$\begin{aligned} a_{s,a,g} &= a_{s0} + a_{a0} + a_{g0} + (a_s - a_{s0}) + (a_a - a_{a0}) + (a_g - a_{g0}) \\ b_{s,a,g} &= b_{s0} + b_{a0} + b_{g0} + (b_s - b_{s0}) + (b_a - b_{a0}) + (b_g - b_{g0}) \end{aligned}$$

With these assumptions equation 3 becomes:

$$\begin{aligned} \Delta \ln A &= \pi_M \cdot a_M + \pi_C \cdot a_C + \pi_L \cdot (a_{s0} + a_{a0} + a_{g0}) + \sum_s \pi_s \cdot (a_s - a_{s0}) + \sum_a \pi_a \cdot (a_a - a_{a0}) + \sum_g \pi_g \cdot (a_g - a_{g0}) \\ &+ \Delta IT \cdot \left(\pi_M \cdot b_M + \pi_C \cdot b_C + \pi_L \cdot (b_{s0} + b_{a0} + b_{g0}) + \sum_s \pi_s \cdot (b_s - b_{s0}) + \sum_a \pi_a \cdot (b_a - b_{a0}) + \sum_g \pi_g \cdot (b_g - b_{g0}) \right) \end{aligned}$$

where π_L is still the share of labor in total cost, π_s the share of skill s in total cost, ... The effects of IT adoption on skills ($b_s - b_{s0}$), age ($b_a - b_{a0}$) and gender ($b_g - b_{g0}$) are identified relative to the reference category ($b_{s0} + b_{a0} + b_{g0}$). The reference category is here unskilled workers, less than 25 and male. Note that the same firm-specific cost shares are used to

construct the measure of MFP growth and the explanatory variables. This new specification is estimated using MFP growth between 1994 and 1997. The coefficients corresponding to IT adoption and to the interaction terms between IT adoption and input cost shares are reported in table 5. The effect of each IT adoption at the mean of the whole sample and of the sample of firms having adopted the corresponding IT are also reported in the last row of the table.

The results suggest that Internet adoption does affect input efficiencies very heterogeneously: following Internet adoption, the efficiency of female, skilled and highly skilled workers increases very largely relative to unskilled male workers, by around 20% and 30%. Results relative to the effects of Internet adoption on the efficiencies of age categories are not very robust since taking MFP growth between 1994 and 1998 as dependent variable (rather than between 1994 and 1997) leads to non significant coefficients. As far as other IT are concerned, no interaction term is significant, suggesting that they do not affect input efficiencies heterogeneously.

One may wonder whether taking into account this heterogeneity changes the estimate of the effect of Internet adoption on MFP. The estimate of this effect at the mean of the sample of firms having adopted Internet (0.8% with a standard error of 0.5%, see table 5) is nevertheless not significantly different from the one found initially (1.1% with a standard error of 0.5%, see table 3). These results suggest that not taking into account the heterogeneity of the effect of IT on input efficiencies do not bias so much the mean effect of IT on MFP. Note finally that the effect of Internet on MFP is smaller, though not significantly, when considering the effect on whole sample rather than on the sample of firms having adopted Internet because of different average input cost shares between these two samples.

The finding that IT are relatively detrimental to the efficiency of unskilled workers is consistent with a lot of anecdotal evidence and some empirical work (Bresnahan, Brynjolfsson et Hitt 2002). In particular, Internet may heighten the relative value of skilled workers because of their greater abilities to assimilate and to use effectively a large flood of information. By contrast, the result that Internet adoption increases the relative efficiency of female workers is new in the literature to our knowledge. Further work is needed to get a better insight into this effect. It could be related, for example, to heterogeneous endowments in communication skills between men and women or to the fact that they do not hold the same positions.

Previous results may raise serious issues because our measure of IT is discrete. It does not allow us to take into account the fact that firms may differ enormously in how they use IT. Let us assume that only skilled workers are connected to Internet so that a continuous measure of Internet would be proportional to the share of skilled workers. In this case, one would get a positive correlation between MFP growth and the share of skilled workers multiplied by the dummy related to the adoption of Internet even if the effect of Internet on input efficiencies is the same for all inputs. More formally, let us assume that the « true » model is not a function of the dummy variable indicating whether a firm is connected to Internet (ΔIT in equation 1) but a function of the share of employees connected to Internet, π_{INTERNET} hereafter. If $\pi_{\text{INTERNET}} \approx \pi_{\text{SKILLED}} \times \Delta IT$, equation 1 can then be written in the following way:

$$\Delta \ln A = \sum_i a_i \times \pi_i + b \times \pi_{\text{INTERNET}} + \varepsilon \approx \sum_i a_i \times \pi_i + b \times \pi_{\text{skilled}} \cdot \Delta IT + \varepsilon$$

MFP growth is here correlated to the interaction term between the share of skilled and the adoption of Internet even if the effect of Internet on input efficiencies is the same for all inputs. We therefore test the robustness of our result using a measure of the share of employees using Internet. The measure of the share of employees using Internet is built from the binary variable indicating whether a firm is connected to Internet (ΔIT) and from the share of employees using a computer (E_{COMP}/E) given in the *COI* survey, which is a discrete variable equal to 0%, 10%, 30%, 50%, 70% or 90%. We assume that each employee using a computer is connected to Internet so that our new quantitative measure of Internet adoption is $\Delta IT \times (E_{\text{COMP}}/E)$. Using this new measure still leads to a positive interaction term with the share of female, skilled and highly skilled (respectively 23%, 26% and 32% with standard errors of 8%, 12% and 11%).

Measurement errors in input cost shares may also be an important issue since cost shares used to calculate MFP growth are also explanatory variables. Measurement errors in cost shares affect therefore the dependent variable as well as the explanatory variables. As a result, assuming measurement error in cost shares produces two biases: a usual measurement error bias towards zero and another bias whose direction is unknown. The corresponding potential biases are not dealt with here because no good instruments are available. Usual measurement error bias towards zero could lead to misleading insignificant results. More problematic, the direction and the amplitude of the other bias are unknown.

Conclusion

This study examines the effect of IT adoption on MFP growth. Internet only is positively and significantly correlated to MFP. We show that such a regression omits some possible heterogeneous effect on input efficiencies, one issue that is nevertheless at the heart of skilled biased technical change hypothesis. Taking this heterogeneity into account, we find that Internet use increases strongly the efficiency of female, skilled and highly skilled workers. Our results therefore points to a significant total effect on MFP and to large changes in input efficiencies. Furthermore the other IT considered here, namely personal computers either connected to a network or not, mainframe computers, transfer of data within firms and transfer of data with clients or suppliers, are not correlated to MFP. Finally, our results suggest that the effect of IT adoption on MFP growth does not depend on the use of new work practices.

Table 4: Regressions of MFP growth on IT adoption, new work practices and the interaction of both variables. Estimates of the interaction term are reported in the table

	Internet	Personal computers connected to a network	Personal computers not connected to a network	Mainframe computers	Transfer of data within firms with a computer system	Transfer of data with clients or suppliers with a computer system
Number of Tasks Outsourced (from 0 to 3)	-0.008* (0.004)	0.000 (0.004)	0.007 (0.005)	0.002 (0.006)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)
Use of ISO 9001, ISO 9002 or EAQF Certification	-0.013 (0.009)	-0.023* (0.008)	-0.002 (0.011)	-0.002 (0.012)	-0.012 (0.009)	-0.007 (0.010)
Use of Other Certification or Total Quality Management	0.002 (0.009)	0.003 (0.009)	-0.007 (0.011)	-0.012 (0.013)	0.018* (0.009)	-0.006 (0.009)
Use of Value Analysis, Functional Analysis or AMDEC method	-0.009 (0.009)	-0.012 (0.009)	0.006 (0.011)	-0.005 (0.013)	-0.004 (0.009)	-0.017 (0.009)
Use of 5S Method or Total Productive Maintenance	-0.004 (0.010)	-0.011 (0.010)	0.010 (0.014)	-0.013 (0.015)	0.005 (0.010)	-0.008 (0.010)
Organization in Profit Centers	0.001 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.008 (0.011)	-0.018 (0.013)	-0.003 (0.009)	-0.007 (0.009)
Use of Formal in-house Customer / Supplier Contracts	-0.001 (0.009)	-0.005 (0.009)	0.015 (0.012)	0.012 (0.013)	0.026* (0.009)	0.012 (0.009)
System of Just-In-Time Delivery	0.014 (0.009)	-0.015 (0.009)	0.009 (0.011)	-0.006 (0.012)	-0.004 (0.009)	-0.006 (0.009)
System of Just-In-Time Production	0.011 (0.009)	-0.015 (0.009)	0.012 (0.011)	-0.001 (0.012)	-0.004 (0.009)	0.002 (0.009)

Table 4: concluded

	Internet	Personal computers connected to a network	Personal computers not connected to a network	Mainframe computers	Transfer of data within firms with a computer system	Transfer of data with clients or suppliers with a computer system
More than 10% of the workers in Self Managed Team (either production workers or other workers)	0.007 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.006 (0.011)	0.000 (0.012)	0.002 (0.009)	-0.001 (0.009)
More than 10% of the workers in Problem Solving Groups (either production workers or other workers)	0.001 (0.009)	-0.011 (0.008)	-0.017 (0.011)	-0.008 (0.012)	-0.001 (0.008)	-0.007 (0.009)
More than 10% of the workers in Project Teams (either production workers or other workers)	0.006 (0.009)	-0.023* (0.008)	-0.005 (0.011)	-0.012 (0.012)	0.004 (0.009)	0.004 (0.009)
Number of Tasks Production Workers are Responsible for (from 0 to 3)	-0.001 (0.004)	-0.007 (0.004)	0.001 (0.005)	-0.005 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.008* (0.004)
Suppliers or Subcontractors take part in designing end-products	-0.010 (0.009)	-0.003 (0.008)	-0.015 (0.010)	-0.003 (0.012)	-0.019* (0.009)	-0.027* (0.009)
Suppliers or Subcontractors make Just-In-Time Deliveries	-0.005 (0.009)	-0.014 (0.009)	-0.022* (0.011)	-0.015 (0.012)	-0.004 (0.009)	-0.002 (0.009)
Suppliers or Subcontractors comply with ISO standards or other formal Quality Approaches	0.014 (0.010)	-0.019* (0.009)	-0.016 (0.011)	-0.018 (0.013)	0.006 (0.010)	-0.008 (0.011)
Use of Subcontracting to adjust output to demand	-0.004 (0.009)	-0.003 (0.009)	-0.013 (0.011)	-0.012 (0.012)	-0.007 (0.009)	-0.017 (0.010)
Sum of all the new work practices (from 0 to 17)	0.000 (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)

Note: Sample of 3405 manufacturing firms. Each cell corresponds to a different OLS regression. The dependent variable is MFP growth between 1994 and 1997. Explanatory variables are one IT adoption variable, one new work practices use variable and their interaction. Only the estimate of the interaction coefficient is reported in the table. Control variables are included in each regression: a set of 7 industry dummies (including two dummies for the industries producing IT), the Herfindahl index measuring the concentration of the firm industry at a very detailed level (distinguishing around 700 industries), a set of 4 size dummies, a dummy indicating whether the firm belongs to a group and the share of exports in sales. Standard errors in brackets are robust to heteroscedasticity. * indicates a coefficient significant at the 5% level.

Table 5: Regressions of MFP growth on IT adoption, inputs shares and their interactions

	Internet	Personal computers connected to a network	Personal computers not connected to a network	Mainframe computers	Transfer of data within firms with a computer system	Transfer of data with clients or suppliers with a computer system
IT adoption	0.174 (0.230)	0.254 (0.213)	0.032 (0.205)	-0.253 (0.224)	-0.096 (0.222)	0.272 (0.228)
Share of capital in total cost x IT adoption	-0.150 (0.235)	-0.311 (0.217)	-0.116 (0.207)	0.131 (0.209)	0.018 (0.224)	-0.345 (0.230)
Share of materials in total cost x IT adoption	-0.166 (0.230)	-0.254 (0.214)	-0.042 (0.208)	0.279 (0.231)	0.089 (0.223)	-0.282 (0.230)
Share of female labor in total cost x IT adoption	0.213* (0.080)	-0.092 (0.079)	0.090 (0.079)	0.072 (0.107)	-0.034 (0.086)	0.062 (0.083)
Share of employees between 25 and 35 years in total cost x IT adoption	-0.388 (0.309)	-0.064 (0.290)	0.045 (0.274)	0.150 (0.330)	0.248 (0.307)	-0.275 (0.310)
Share of employees between 35 and 50 years in total cost x IT adoption	-0.650* (0.277)	-0.057 (0.254)	0.053 (0.246)	0.284 (0.279)	0.171 (0.271)	-0.302 (0.269)
Share of employees above 50 years in total cost x IT adoption	-0.244 (0.298)	-0.009 (0.268)	-0.370 (0.272)	0.129 (0.337)	-0.047 (0.291)	-0.403 (0.312)
Share of skilled in total cost x IT adoption	0.263* (0.118)	-0.175 (0.109)	0.036 (0.104)	0.076 (0.144)	-0.021 (0.121)	0.039 (0.126)
Share of highly skilled in total cost x IT adoption	0.329* (0.114)	-0.198 (0.104)	0.072 (0.117)	0.002 (0.148)	0.005 (0.109)	0.110 (0.113)
Effect of IT on MFP growth at the mean of the whole sample	0.005 (0.005)	0.005 (0.004)	0.004 (0.005)	0.003 (0.006)	-0.003 (0.004)	0.001 (0.005)
Effect of IT on MFP growth at the mean of the sample of firms having adopted IT	0.008 (0.005)	0.004 (0.004)	0.006 (0.005)	0.004 (0.006)	-0.003 (0.004)	0.000 (0.005)

Note: Sample of 3405 manufacturing firms. Each column corresponds to a different regression. The dependent variable is MFP growth between 1994 and 1997. Explanatory variables are one IT adoption variable, input cost shares and their interaction. Control variables are included in all regressions: a set of 7 industry dummies (including two dummies for the industries producing IT), the Herfindahl index measuring the concentration of the firm industry at a very detailed level (distinguishing around 700 industries), a set of 4 size dummies, a dummy indicating whether the firm belongs to a group and the share of exports in sales. Coefficients are estimated with OLS. Standard errors in brackets are robust to heteroscedasticity. * indicates a coefficient significant at the 5% level.

References

- Acemoglu D. 1998. Why do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics* 113: 1055-1089.
- Athey S. and S. Stern. 1998. An Empirical Framework for Testing Theories About Complementarity in Organizational Design. *NBER Working Papers* 6600.
- Atkinson M. and J. Mairesse. 1978. Length of life of equipment in French manufacturing industries. *Annales de l'INSEE* 30-31: 23-48.
- Bresnahan T., E. Brynjolfsson and L. Hitt. 2002. Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence. *The Quarterly Journal of Economics* 117(1): 339-376.
- Brynjolfsson, E. and L. Hitt. 2003. Computing productivity: Firm-level evidence. *Review of Economics and Statistics* 85(4): 793-808.
- Cette G., Y. Kocoglu and M. Mairesse. 2004. The Impact of the diffusion of Information and Communication Technologies (ICT) on productivity per employee in France. *Bulletin de la Banque de France Digest* 123: 85-97.
- Davis S. and J. Haltiwanger. 1992. Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation. *Quarterly Journal of Economics* 107(3): 819-863.
- Doms M., T. Dunne and K. Troske. 1997. Workers, Wages and Technology. *The Quarterly Journal of Economics* 112(1): 253-290.
- Foray D. and J. Mairesse 1999. *Innovation et Performances: approches interdisciplinaires*. Paris: Editions de l'EHESS.
- Lehr B. and F. Lichtenberg. 1999. Information Technology and its impact on Productivity: firm-level evidence from government and private data sources, 1977-1993. *Canadian Journal of Economics* 32(2): 335-357.
- Greenan N. and J. Mairesse. 1999. Organizational Change in French Manufacturing : What Do We Learn From Firm Representatives and From Their Employees ? *NBER Working Paper* 7285.
- Greenan N. and J. Mairesse. 2003. How do new organizational practices shape production jobs? Results from a matched employer-employee survey for French manufacturing? *CEE Working Paper* 28.
- Milgrom P. and J. Roberts. 1995. Complementarities and fit. Strategy, structure and organizational change in manufacturing. *Journal of Accounting and Economics* 19: 179-208.

Oliner S. D. and D. E. Sichel. 2002. Information Technology and Productivity: Where Are We Now and Where Are We Going? *Federal Reserve Board Working paper* 2002-29.

Stiroh K. 2002. Are ICT Spillovers Driving the New Economy? *Review of Income and Wealth* 48: 33-57.

Appendix : Table A: COI survey questions used to defined IT adoption between 1994 and 1997

IT Adoption Variables	COI survey questions
Internet ⁷⁶	In 1997, does your firm use Internet to have an e-mail? ... or to broadcast information (web page for instance)? ... or to look for information?
Personal computers connected to a network	In 1997, do management or production departments use p.c. connected to a network? Was it already the case in 1994?
Personal computers not connected to a network	In 1997, do management or production departments use p.c. not connected to a network? Was it already the case in 1994?
Mainframe computers	In 1997, do management or production departments use mainframe computers? Was it already the case in 1994?
Transfer of data within firms with a computer system	In 1997, does your firm transfer data within management departments? Was it already the case in 1994?
	Or in 1997 within production departments? Was it already the case in 1994?
	Or in 1997 between management and production departments? Was it already the case in 1994?
Transfer of data with clients or suppliers with a computer system	In 1997, does your firm transfer data between management departments and suppliers or clients or public institutions? Was it already the case in 1994?
	Or between production departments and suppliers or clients? Was it already the case in 1994?
	Or between design departments and suppliers? Was it already the case in 1994?

⁷⁶ The variable corresponding to Internet is defined only from questions relative to 1997. It can be used as a measure of Internet adoption between 1994 and 1997 since 1994 is the year when the use of Internet took off with the introduction of the two browsers Mosaic and Netscape.

Chapitre 4 :

**Les nouvelles technologies ont-elles favorisées
la trajectoire et la rémunération des jeunes et
des qualifiés dans les années 90 en France ?
Une étude à partir de données appariées entre
individus et entreprises**

Thomas Heckel (2006)

A paraître dans la Revue Economique

Résumé

Les années 90 ont été marquées par l'adoption des réseaux informatiques et les débuts d'Internet. L'objet de cet article est d'examiner l'impact de l'introduction de ces technologies sur la demande de travail et sur les salaires en fonction de l'âge et de la qualification. Les résultats présentés montrent que les *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi* et *entre informatisation et croissance des salaires* sont peu significatives pour toutes les classes de salariés. Ces corrélations restent peu significatives lorsqu'on considère l'adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles. Ces résultats sont sujets à caution car ils ne prennent pas en compte l'endogénéité de la décision d'adoption de nouvelles technologies.

Mots clés : Biais technologique, Informatisation, Changement organisationnel.

Abstract

Did new technologies change the labour demand and the wages of young and skilled employees in the nineties in France? A study based on employer and employee level data

Computer networks spread in French firms during the nineties. Firms also began connecting to Internet at the same time. This article evaluates the impact of the adoption of these technologies on the labour demand and on the wages of young or old and skilled or unskilled employees. According to the results presented below the *correlations between computerization and employment growth* and *between computerization and wage growth* are not significantly different from 0. Almost all of these correlations are still not significantly different from 0 when one considers the joint adoption of new technologies and new work practices. These results are only correlations and the endogeneity issues linked to the adoption of new technologies are not treated in this study.

Keywords: Biased technical change, Computerization, Organizational change.

Classification JEL : O33, J23, J24, J31, C33

1. Introduction

Cet article fournit des éléments empiriques sur le biais de l'informatisation dans les années 90 en France. Il présente une évaluation de la *corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi* d'une part, et *informatisation et croissance des salaires* d'autre part. Ces corrélations sont significatives pour certaines classes de salariés si l'informatisation est biaisée en leur faveur ou défaveur. Les années 90 ont été celles de l'adoption des réseaux informatiques et des débuts d'Internet. La corrélation entre l'adoption de ces technologies et la croissance de l'emploi et des salaires est étudiée à la fois en fonction de la qualification et de l'âge.

De nouvelles pratiques organisationnelles (juste à temps, relations de type client-fournisseur au sein de l'entreprise ...) ont également été mises en place dans les années 90. La diffusion de ces pratiques peut être liée à celle de l'informatisation. Gianella et Askenazy [2000] et Bresnahan, Brynjolfsson et Hitt [2002] soutiennent que les entreprises n'auraient bénéficié de gains de

l'informatisation qu'après avoir mis en œuvre un changement au sein de leur organisation, changement qui peut en particulier consister en l'adoption de ces nouvelles pratiques organisationnelles. Ce rôle éventuel des nouvelles pratiques organisationnelles est ici pris en compte.

Les données utilisées sont très riches : elles résultent de l'appariement de données de salariés et d'entreprises. Les données de salariés sont issues de la source fiscale des Déclarations Annuelles de Données Sociales; celles d'entreprises de la source fiscale des Bénéfices Réels Normaux et du volet « entreprises » de l'enquête Changements Organisationnels et Informatisation (C.O.I.). Grâce à ces données, il est possible de déterminer si la trajectoire et la rémunération de certaines classes de salariés ont été changées dans les entreprises de l'industrie qui se sont informatisées entre 1994 et 1997.

Quatre classes d'âge (moins de 30 ans, de 30 à 40 ans, de 40 à 50 ans et plus de 50 ans) et cinq classes de qualifications (ouvriers non qualifiés, ouvriers qualifiés, employés, professions intermédiaires et cadres et ingénieurs) sont introduites. Selon les résultats présentés ci-dessous, les *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi* et *entre informatisation et croissance des salaires* sont peu significatives pour toutes les classes de salariés. Ces corrélations restent peu significatives lorsqu'on considère l'adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles.

Ces résultats sont sujets à caution. Ce ne sont que des corrélations et la décision d'adoption des nouvelles technologies est endogène (Chennells et Van Reenen [1997, 2002]). De plus, ils n'excluent pas l'existence d'un biais technologique au niveau agrégé qui se traduirait par une hausse de l'emploi ou du salaire de certains salariés, que leur entreprise se soit ou non informatisée (Doms, Dunne et Troske [1997]). Le reste de l'article présente le cadre théorique, les données, la méthode d'estimation et enfin les résultats.

2. Cadre théorique

Informatisation et trajectoire des salariés

La variation de la demande conditionnelle de salariés de la classe i avec deux facteurs quasi-fixes, le capital informatique et les autres formes de capital, s'écrit de la façon suivante :

$$d \ln L^i = \sum \eta^{ii'} d \ln w^{i'} + \mu^{i,INF} d \ln INF + \mu^{i,KTOT} d \ln KTOT + \mu^{i,Y} d \ln Y \quad (1)$$

où L^i désigne les effectifs des salariés de la classe i , $w^{i'}$ le coût des salariés de la classe i' , $d \ln INF$ l'informatisation, $KTOT$ le capital total et Y la production⁷⁷. Le paramètre d'intérêt est $\mu^{i,INF}$, la *corrélacion entre informatisation et croissance de l'emploi* des salariés de la classe i . Si l'informatisation est biaisée en faveur des salariés de la classe i , ce paramètre est positif. L'estimation de ce paramètre n'est qu'une corrélation et non l'effet de l'informatisation sur la

⁷⁷ C'est la croissance du capital informatique $d \ln(INF)$ qui devrait intervenir dans l'équation (1). Celle-ci étant non disponible, on utilise des mesures discrètes de l'informatisation notées $d \ln INF$. De plus, c'est le stock des autres formes de capital qui devrait intervenir dans l'équation (1) et non le stock total de capital. Les paramètres estimés sont toutefois les même si on suppose que le poids du capital informatique dans le capital total est faible.

croissance de l'emploi car les données ne fournissent pas d'instrument, aussi bien interne⁷⁸ qu'externe, pour la décision d'informatisation.

L'informatisation est susceptible de déplacer la demande de travail en faveur de la main d'œuvre qualifiée, ainsi qu'en faveur de la main d'œuvre jeune. Le déplacement en faveur des qualifiés résulterait de complémentarités plus fortes entre travail qualifié et informatique qui pourraient provenir d'une modification de la combinaison de tâches routinières et non routinières dans l'entreprise (Autor, Levy et Murnane [2003])⁷⁹. D'un point de vue empirique, les études estimant l'équation (1) à l'aide de données d'entreprises ne sont pas consensuelles. Après traitement du biais d'effet corrélé⁸⁰, Doms et alii [1997] ne trouvent aucune corrélation significative entre informatisation et emploi qualifié versus non qualifié aux Etats-Unis. En revanche, Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid [1999, 2001] obtiennent une corrélation significative et négative entre informatisation et emploi des ouvriers en France et Caroli et Van Reenen [2001] une corrélation significative et positive entre informatisation et emploi des qualifiés⁸¹ au Royaume-Uni.

En ce qui concerne le biais en fonction de l'âge, il serait à priori en défaveur des salariés âgés. Ceux-ci souffriraient d'une dépréciation de leur capital humain suite aux innovations technologiques. L'appartenance à différentes tranches d'âges reflèterait des différences de capital humain accumulé et notamment des différences de formation aux nouvelles technologies informatiques. Les quelques évaluations qui existent semblent d'ailleurs indiquer l'existence d'un biais en faveur des jeunes. A partir du volet « entreprises » de l'enquête C.O.I., Aubert, Caroli et Roger [2006] obtiennent pour la France une corrélation positive entre informatisation et emploi des moins de 40 ans, mais en utilisant une mesure de l'informatisation en niveau et non en différence.

Informatisation et croissance des salaires

Le deuxième paramètre d'intérêt $\gamma^{i,INF}$ est la *corrélation entre informatisation et croissance des salaires*. Il est évalué en estimant pour chaque classe de salariés i l'équation de salaire suivante :

$$d \ln w^i = \gamma^{i,INF} dINF + \gamma^{i,KTOT} d \ln KTOT/L \quad (2)$$

où w^i désigne la rémunération d'un salarié de la classe i et $KTOT/L$ l'intensité capitaliste qui est un déterminant de la productivité du travail et des salaires. L'informatisation affecte les salaires si, par exemple, les salariés qui possèdent des qualifications complémentaires des

⁷⁸ L'informatisation sur la période 1994-1997 ne peut être instrumentée par sa valeur passée car elle n'est observée que sur cette période (l'enquête C.O.I. n'a pas été répétée dans le temps).

⁷⁹ L'étude de cas d'Autor, Levy et Murnane [2002] illustre ce point pour le secteur bancaire : l'introduction d'équipements informatiques aurait eu pour effet une concentration sur des tâches non routinières et l'introduction de nouvelles tâches accomplies par des salariés plus qualifiés. Bartel, Ichniowski et Shaw [2005] fournissent un autre exemple, celui de l'informatisation du secteur de la fabrication des valves aux États-Unis. Celle-ci aurait augmenté le niveau des capacités nécessaires des opérateurs, notamment en matière de manipulation des ordinateurs et de résolution de problèmes.

⁸⁰ Pour rappel, le biais d'effet corrélé apparaît dans la méthode des MCO lorsque la partie du terme d'erreur constante au niveau individuel est corrélée aux variables explicatives.

⁸¹ Caroli et Van Reenen [2001] n'estiment néanmoins pas exactement l'équation (1) : ils considèrent la variation de la part dans les coûts et non le taux de croissance des effectifs de chaque classe de salariés.

nouvelles technologies tirent une rente de l'adoption de celles-ci par leur entreprise (Chennells et Van Reenen [2002]). L'informatisation peut également avoir pour conséquence un effort plus important qui nécessiterait une rémunération plus élevée. D'un point de vue empirique, la littérature est assez consensuelle sur la corrélation entre informatisation et salaire en fonction de la qualification. Doms et alii [1997] et Greenan et alii [1999, 2001] montrent respectivement pour les Etats-Unis et la France que cette corrélation serait faible une fois les biais d'effets corrélés traités. Quant à la corrélation entre informatisation et salaires des travailleurs jeunes et âgés, il n'y a pas d'évaluation à notre connaissance.

Des variables mesurant l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles, notées *dNWP*, sont également introduites seules et interagies avec la variable d'informatisation dans les équations d'emploi et de salaire. L'informatisation pourrait n'avoir d'effet sur l'emploi ou la rémunération que combinée à l'adoption de certaines de ces pratiques.

3. Données

Les données proviennent de l'appariement de données de salariés et d'entreprises. Les données de salariés sont tirées d'un échantillon des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) remplies par les entreprises pour leurs salariés⁸². Les données d'entreprises sont tirées des déclarations annuelles de bénéfices des entreprises soumises au régime d'imposition le plus important, celui des bénéfices réels normaux (BRN)⁸³ ainsi que de l'enquête C.O.I. menée par le SESSI sur un échantillon de 4 283 entreprises industrielles de 20 salariés et plus.

Deux variables discrètes (égales à 0 ou 1) mesurant l'informatisation des entreprises entre 1994 et 1997 ont été construites à l'aide de l'enquête C.O.I.⁸⁴ : le *changement des outils informatiques* et l'*adoption d'Internet*. Une entreprise *change ses outils informatiques* lorsqu'elle déclare (cf. questions de l'enquête en annexe A) que son service de gestion ou de production :

- est équipé de micro-ordinateurs connectés en réseau en 1997 et pas en 1994,
- ou est équipé de micro-ordinateurs non connectés en réseau en 1997 et pas en 1994,
- ou est équipé d'un grand système informatique centralisé en 1997 et pas en 1994.

Une entreprise *adopte Internet* lorsqu'elle déclare utiliser Internet en 1997 soit pour accéder à une messagerie électronique, diffuser des informations ou rechercher des informations⁸⁵. 50% des entreprises de l'échantillon ont *changé leurs outils informatiques* et 28% ont *adopté*

⁸² On ne dispose pas de l'ensemble des DADS qui sont exhaustives, mais d'un échantillon au 1/24^{ième} (celles qui correspondent aux salariés nés lors de la première quinzaine d'octobre). Les déclarations sont exploitées avant tout par les Caisses Nationales d'Assurance Vieillesse et servent à calculer les droits à la retraite.

⁸³ La déclaration sous le régime du Bénéfice Réel Normal est obligatoire pour les entreprises dont le chiffre d'affaire est supérieur à 730 000 euros, les entreprises plus petites pouvant opter pour un autre régime. Ces données fiscales sont quasi-exhaustives puisqu'elles représentent environ 80% du chiffre d'affaire de l'ensemble des entreprises françaises.

⁸⁴ L'enquête C.O.I. a été réalisée fin 1997, et comporte des questions rétrospectives sur la période 1994-1997.

⁸⁵ Cette variable est considérée comme une différence entre 1994 et 1997 car Internet était quasi inexistant en 1994 (les premiers moteurs de recherche, Mosaïque et Netscape, sont nés en 1994).

*Internet*⁸⁶. Le *changement d'outils informatique* correspond d'ailleurs essentiellement à l'adoption de réseau⁸⁷. Ces mesures discrètes occultent l'ampleur de l'informatisation et regroupent de plus des entreprises déjà informatisées en 1994 qui ont continué à s'informatiser entre 1994 et 1997, ainsi que des entreprises qui n'étaient pas informatisées en 1994 et qui le deviennent. Elles présentent néanmoins l'avantage d'être en différence, ce qui permet de traiter le biais d'effet corrélé.

Quatre variables discrètes mesurant l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles ont été construites à l'aide de l'enquête C.O.I. (cf. questions de l'enquête en annexe A) : *l'adoption de pratiques visant à gérer la qualité*, celles *visant à gérer les délais*, celles *visant à gérer les frontières de l'entreprise* et celles *visant à gérer l'implication de la main d'œuvre*⁸⁸. Les pratiques sont ainsi regroupées en s'inspirant de la classification proposée par Gollac, Greenan et Hamon-Cholet [2000] et chaque variable est définie comme la somme normalisée à 1 de l'adoption des pratiques qu'elle regroupe⁸⁹. *L'adoption de pratiques visant à gérer la qualité* prend par exemple quatre modalités : 0, 1/3, 2/3 et 1 en fonction du nombre de pratiques adoptées. Les moyennes de ces variables sur l'échantillon d'entreprises sont respectivement 14%, 10%, 7% et 7% (cf. note de bas de page 86).

L'appariement de l'enquête C.O.I. avec les déclarations des BRN (1994, 1998 et 1999), qui fournissent une mesure du stock de capital total et de la production, diminue la taille de l'échantillon d'entreprises, de 4 283 à 3 960 entreprises. L'appariement des entreprises C.O.I./BRN avec les données de salariés issues des DADS (1994, 1998 et 1999), qui fournissent l'âge, la catégorie socioprofessionnelle, l'identifiant de l'entreprise, le salaire net versé et le nombre d'heures travaillées, diminue la taille de l'échantillon, de 3 960 à 3 735 entreprises. 102 628 salariés de l'échantillon DADS sont présents dans les entreprises C.O.I./BRN en 1994 ou en 1998. Après nettoyage⁹⁰, l'échantillon comprend 3 372 entreprises et 82 476 salariés. Sur

⁸⁶ Ces statistiques descriptives sont calculées sur l'échantillon d'entreprises de l'enquête C.O.I. (avant appariement) et pondérées par le coefficient de redressement de l'enquête.

⁸⁷ 36% des entreprises ont mis en place des micro-ordinateurs connectés en réseau, 18% des micro-ordinateurs non connectés en réseau et 10% des grands systèmes informatiques centralisés (cf. note de bas de page 86).

⁸⁸ Les *pratiques visant à gérer la qualité* regroupent i) la certification ISO 9001, ISO 9002, EAQF, ii) les autres systèmes de certification ou la démarche de qualité totale et iii) l'analyse de la valeur, analyse fonctionnelle ou AMDEC. Les *pratiques visant à gérer les délais* regroupent i) le système de livraison juste à temps, ii) le système de production juste à temps et iii) la méthode 5S ou TPM (Total Productive Maintenance). Les *pratiques visant à gérer les frontières de l'entreprise* regroupent i) l'organisation en centre de profits et ii) la formalisation de contrats de type client-fournisseur en interne. Les *pratiques visant à gérer l'implication de la main d'œuvre* regroupent i) la participation des opérateurs à l'amélioration des performances ii) et la participation des opérateurs à des équipes de projet.

⁸⁹ Une pratique est considérée comme adoptée si la part des salariés concernés depuis 1994 a augmenté ou, dans le cas de la participation des opérateurs à l'amélioration des performances et à des équipes de projet, si les opérateurs participent à ces pratiques en 1997 et non en 1994.

⁹⁰ Le champ retenu est celui des salariés à temps plein du secteur privé pour lesquels le capital, la production, la catégorie socioprofessionnelle et les variables d'adoption de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles sont renseignés. Les salariés appartenant à des entreprises pour lesquelles la croissance du capital ou de la production n'appartient pas à l'intervalle construit à partir de la médiane et +/- 5 fois l'écart interquartile sont supprimés.

ces 82 476 salariés, 48 973 sont restés dans la même entreprise entre 1994 et 1998, 16 342 sont entrés dans une des entreprises de la base et 17 161 en sont sortis, soit respectivement 59%, 20% et 21%⁹¹ (cf. annexe B). Ces parts changent peu lorsqu'on se restreint aux entreprises qui ont adopté de nouvelles technologies ou de nouvelles pratiques organisationnelles. Elles sont par exemple de 57%, 22% et 21% pour les entreprises qui ont *changé leurs outils informatiques*.

Cet échantillon est utilisé pour estimer la *corrélation entre informatisation entre 1994 et 1997 et croissance de l'emploi entre 1994 et 1998*⁹². L'effet de l'informatisation est étudié en considérant quatre tranches d'âge (moins de 30 ans, 30-40 ans, 40-50 ans et plus de 50 ans) et cinq catégories socioprofessionnelles (les cadres et ingénieurs, les professions intermédiaires et techniciens, les employés, les ouvriers qualifiés et les ouvriers non qualifiés)⁹³. Pour estimer la *corrélation entre informatisation et croissance des salaires*, seuls les salariés présents dans la même entreprise en 1994 et 1998 sont retenus et l'échantillon comprend après nettoyage⁹⁴ 2 950 entreprises et 46 989 salariés. La croissance moyenne du salaire horaire sur la période 1994-1998 est 18%. Quand on se restreint aux entreprises qui ont adopté de nouvelles technologies ou de nouvelles pratiques organisationnelles, cette moyenne reste comprise entre 17% et 22%.

Cet échantillon n'est pas représentatif de l'économie toute entière car il ne couvre que le champ des entreprises industrielles de 20 salariés et plus. L'enquête Emploi montre que les évolutions au sein de ce secteur (qui représente 16% de l'emploi total) diffèrent largement de celles du reste de l'économie sur la période 1994-1998 : l'emploi a augmenté de 3,1% sur l'ensemble de l'économie alors qu'il a reculé de 0,4% dans ce secteur (INSEE [1995, 1998]). Notre échantillon est en revanche représentatif de l'industrie (hors IAA et construction) à la fois en termes de secteurs d'activité au sein de l'industrie, de classes d'âges et de catégories socioprofessionnelles.

4. Méthode d'estimation

⁹¹ Parmi ces 16 342 et 17 161 salariés, 930 sont sortis d'une entreprise de l'échantillon et entrés dans une autre entreprise de l'échantillon entre 1994 et 1998.

⁹² On considère la croissance de l'emploi entre 1994 et 1998 et non entre 1994 et 1997 car les effets attendus de l'informatisation ne sont pas nécessairement immédiats. Pour tester la robustesse des résultats, on considère également la croissance de l'emploi entre 1994 et 1999.

⁹³ La classe de chaque salarié est définie à partir de leur âge en 1998, de leur catégorie socioprofessionnelle en 1998 pour les salariés présents dans les entreprises de l'échantillon en 1998 ou de leur catégorie socioprofessionnelle en 1994 sinon. Les variations de salaire mesurées pour chaque qualification comprennent ainsi les variations liées aux changements de catégorie socioprofessionnelle. Les ouvriers qualifiés et professions intermédiaires représentent chacun environ 30% des salariés observés, les ouvriers non qualifiés et les cadres et ingénieurs 15% et les employés 10%. Quant aux classes d'âge, elles représentent chacune entre 25% et 30% des salariés observés, sauf celle des moins de 30 ans qui représente environ 15%.

⁹⁴ Les salariés dont la croissance du salaire n'appartient pas à l'intervalle construit à partir de la médiane et +/- 5 fois l'écart interquartile sont supprimées. Les entreprises dont la croissance de l'intensité capitalistique n'appartient pas à l'intervalle construit à partir de la médiane et +/- 5 fois l'écart interquartile sont supprimées.

Les mesures de l'informatisation disponibles étant discrètes, les *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi* ($\mu^{i,INF}$) et *entre informatisation et croissance des salaires* ($\gamma^{i,INF}$) sont définies comme la variation de ces croissances (estimées à l'aide des équations (1) et (2)) quand la variable d'informatisation passe de 0 à 1. Ainsi, pour chaque classe de salariés i :

$$\hat{\mu}^{i,INF} = d \ln \hat{L}^i(dINF = 1) - d \ln \hat{L}^i(dINF = 0) \quad (3)$$

$$\hat{\gamma}^{i,INF} = d \ln \hat{w}^i(dINF = 1) - d \ln \hat{w}^i(dINF = 0) \quad (4)$$

Ces corrélations sont estimées à partir de la base de données de salariés décrite dans la partie précédente (plutôt qu'à partir d'une base de données d'entreprises).

Corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi

Utiliser une base de données de salariés engendre une difficulté technique pour estimer la *corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi*. L'ensemble des flux de salariés de type i (qui permettrait de calculer $d \ln L$) n'est pas observé si bien que l'équation d'emploi (1) et par conséquent la *corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi* ne peuvent être estimés directement. Il existe néanmoins une relation approchée entre le taux de croissance de l'emploi des salariés de type i et les probabilités d'entrée et de sortie de ces salariés :

$$d \ln L^i = \frac{P(\text{individu } k \notin \text{entreprise } j \text{ en } 94 / k \in j \text{ en } 98) - P(k \notin j \text{ en } 98 / k \in j \text{ en } 94)}{1 - P(k \notin j \text{ en } 94 / k \in j \text{ en } 98)} \quad (5)$$

où les indices j et k correspondent à l'entreprise et au salarié⁹⁵. Les probabilités d'entrée et de sortie sont ici estimées à partir des flux d'entrée et de sortie de notre échantillon de salariés et les relations (3) et (5) sont utilisées pour calculer la *corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi*.

Deux variables latentes y_k^* et z_k^* décrivant les entrées et sorties de salariés sont introduites. Elles sont supposées dépendre des variables de l'équation d'emploi⁹⁶. Ainsi, le modèle estimé pour chaque classe de salariés i s'écrit :

$$\begin{cases} y_k^* \geq 0 \Leftrightarrow \text{individu } k \notin \text{entreprise } j \text{ en } 94 / k \in j \text{ en } 98 \\ z_k^* \geq 0 \Leftrightarrow \text{individu } k \notin \text{entreprise } j \text{ en } 98 / k \in j \text{ en } 94 \end{cases}$$

⁹⁵ On a en effet : $dL^i = \text{Card}(\{\text{Individu } k \in \text{Entreprise } j \text{ en } 98\}) - \text{Card}(\{k \in j \text{ en } 94\})$
 $= \text{Card}(\{k \in j \text{ en } 98 \text{ et } k \notin j \text{ en } 94\}) - \text{Card}(\{k \in j \text{ en } 94 \text{ et } k \notin j \text{ en } 98\})$
 $= \text{Card}(\{k \in j \text{ en } 98\})P(k \notin j \text{ en } 94 / k \in j \text{ en } 98) - \text{Card}(\{k \in j \text{ en } 94\})P(k \notin j \text{ en } 98 / k \in j \text{ en } 94).$

⁹⁶ L'équation d'emploi (1) est dérivée sous l'hypothèse d'exogénéité du coût des facteurs variables. Aussi, le terme $\sum \eta^{ii'} d \ln w^{i'}$, non observé, est remplacé dans le travail empirique par une constante pour chaque classe de salariés. L'équation d'emploi est de plus dérivée sous l'hypothèse d'une demande de travail statique i.e. qui s'ajuste complètement à chaque période. Cette hypothèse justifie que la pyramide initiale des âges et des qualifications (non disponible dans les données utilisées) n'intervienne pas dans l'équation (1).

$$\begin{aligned}
\text{avec } y_k^* &= \mu^{i,INF,Entrées} dINF_j + \mu^{i,KTOT,Entrées} d \ln KTOT_j + \mu^{i,Y,Entrées} d \ln Y_j \\
&\quad + X_k^{Entrées} \mu^{i,X,Entrées} + q_j + r_k \\
z_k^* &= \mu^{i,INF,Sorties} dINF_j + \mu^{i,KTOT,Sorties} d \ln KTOT_j + \mu^{i,Y,Sorties} d \ln Y_j \\
&\quad + X_k^{Sorties} \mu^{i,X,Sorties} + s_j + t_k \\
\begin{pmatrix} q_j \\ s_j \end{pmatrix} &\approx N \left(0, \begin{pmatrix} \sigma_q^2 & \rho \sigma_q \sigma_s \\ \rho \sigma_q \sigma_s & \sigma_s^2 \end{pmatrix} \right), \quad r_k \approx N(0,1), \quad t_k \approx N(0,1)
\end{aligned} \tag{6}$$

Le modèle comprend des variables de contrôle au niveau salarié et entreprise ($X_k^{Entrées}$ et $X_k^{Sorties}$)⁹⁷ et chaque terme d'erreur est supposé composé d'un effet aléatoire propre à l'entreprise (q_j ou s_j) et d'un effet aléatoire propre au salarié (r_k ou t_k)⁹⁸. Les deux équations du modèle sont jointement estimées par maximum de vraisemblance en supposant une loi normale bivariable pour les deux effets aléatoires au niveau entreprise et des lois normales indépendantes pour les effets aléatoires au niveau salarié⁹⁹.

Les probabilités d'entrée et de sortie sont alors calculées¹⁰⁰ et les équations (3) et (5) utilisées pour estimer la *corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi* ($\mu^{i,INF}$). Cette estimation est décomposée en deux en regroupant les termes correspondant à des probabilités d'entrée et ceux correspondant à des probabilités de sortie :

⁹⁷ Les variables de contrôle sont : l'appartenance à un groupe, quatre indicatrices de taille de l'entreprise (moins de 50 salariés, entre 50 et 100, entre 100 et 500 et plus de 500), quatre indicatrices sectorielles, une indicatrice correspondant au sexe et, pour l'équation de la variable latente z_k^* uniquement, quatre indicatrices décrivant l'ancienneté du salarié dans l'entreprise (moins de 1 an, de 1 à 4 ans, de 4 à 12 ans et plus de 12 ans).

⁹⁸ Plusieurs salariés appartenant à une même entreprise sont en effet observés. Ceux-ci sont susceptibles d'être soumis à des chocs spécifiques à l'entreprise, ainsi qu'à des chocs qui leur sont propres.

⁹⁹ La corrélation entre q_j et s_j est donc prise en compte dans l'estimation. En revanche, les corrélations entre ces effets aléatoires entreprise et celui de l'équation de salaire (cf. ci-dessous) ne sont pas prises en compte. L'écriture de la vraisemblance passe par le conditionnement par les deux effets aléatoires au niveau entreprise et nécessite ensuite d'utiliser une méthode d'intégration numérique pour résoudre le problème de la quadrature gaussienne. On utilise ici la procédure SAS NLMIXED qui détermine de façon adaptative le nombre de nœuds de quadrature.

¹⁰⁰ Ces probabilités dépendent des effets aléatoires entreprise qui ne sont pas connus si bien qu'il faut intégrer sur la distribution de ces effets. Par exemple,

$$\hat{P}(\text{individu } k \notin \text{entreprise } j \text{ en } 98 / k \in j \text{ en } 94)(dINF = 1) = \int F(\hat{\mu}^{i,INF,Sorties} + \hat{\mu}^{i,KTOT,Sorties} \overline{d \ln KTOT} + \dots + s) f(s) ds$$

où f et F désignent la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Ces probabilités dépendent aussi des autres explicatives et sont calculées par convention au point moyen de l'échantillon.

$$\hat{\mu}^{i,INF} = \left[\frac{\text{Corrélation entre informatisation et entrées}}{1 - \hat{P}(k \notin j \text{ en } 94/k \in j \text{ en } 98)} (dINF = 1) - \frac{\hat{P}(k \notin j \text{ en } 94/k \in j \text{ en } 98)}{1 - \hat{P}(k \notin j \text{ en } 94/k \in j \text{ en } 98)} (dINF = 0) \right] - \left[\frac{\hat{P}(k \notin j \text{ en } 98/k \in j \text{ en } 94)}{1 - \hat{P}(k \notin j \text{ en } 94/k \in j \text{ en } 98)} (dINF = 1) - \frac{\hat{P}(k \notin j \text{ en } 98/k \in j \text{ en } 94)}{1 - \hat{P}(k \notin j \text{ en } 94/k \in j \text{ en } 98)} (dINF = 0) \right] \quad (7)$$

Corrélation entre informatisation et sorties

Ces deux termes s'interprètent alors comme les *corrélations entre informatisation et entrées* de salariés et *informatisation et sorties* de salariés.

Corrélation entre informatisation et croissance des salaires

Quant à la *corrélation entre informatisation et croissance des salaires* ($\gamma^{i,INF}$), elle est estimée directement avec l'équation de salaire. Pour chaque classe i de salariés, l'équation de salaire estimée est :

$$d \ln w_k = \gamma^{i,INF} dINF_j + \gamma^{i,KTOT} d \ln(KTOT/L)_j + X_k^{\text{Salaires}} \gamma^{i,X,\text{Salaires}} + u_j + v_k \quad (8)$$

avec $u_j \approx N(0, \sigma_u^2)$, $v_k \approx N(0, \sigma_v^2)$

L'équation comprend en plus des variables de l'équation (2) des variables de contrôle au niveau salarié et entreprise (X_k^{Salaires})¹⁰¹. A nouveau, le terme d'erreur est supposé composé d'un effet aléatoire propre à l'entreprise (u_j) et d'un effet aléatoire propre au salarié (v_k) (cf. note de bas de page 98) et l'équation est estimée par maximum de vraisemblance en supposant des lois normales indépendantes pour les effets aléatoires¹⁰².

5. Résultats

Le tableau 1 présente les *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi* d'une part, et *entre informatisation et croissance des salaires* d'autre part. Quelles que soient la classe de salariés et la mesure de l'informatisation, les croissances de l'emploi et des salaires ne sont pas significativement différentes dans les entreprises qui se sont informatisées entre 1994 et 1997 et dans les autres. Supprimer les cinq plus grosses entreprises de l'échantillon¹⁰³ ou introduire simultanément les trois mesures de l'informatisation résumées par la variable *changement des outils informatiques* et la variable *adoption d'Internet* ne change pas ce résultat.

¹⁰¹ Les variables de contrôle sont : l'appartenance à un groupe, quatre indicatrices de taille de l'entreprise (moins de 50 salariés, entre 50 et 100, entre 100 et 500 et plus de 500), quatre indicatrices sectorielles, une indicatrice correspondant au sexe et quatre indicatrices décrivant l'ancienneté du salarié dans l'entreprise (moins de 1 an, de 1 à 4 ans, de 4 à 12 ans et plus de 12 ans).

¹⁰² Nous avons aussi estimé l'équation de salaire par les moindres carrés quasi-généralisés (en prenant en compte le fait que le nombre de salariés observés par entreprise n'est pas constant i.e. que le panel est non cylindré). Les résultats (disponibles sur demande auprès de l'auteur) sont très proches de ceux présentés ici, sauf dans un cas où l'estimation n'aboutit pas parce que la variance estimée de u_j est négative.

¹⁰³ Supprimer les cinq plus grosses entreprises de l'échantillon diminue fortement le nombre de salariés, de 82 476 à 68 909. L'échantillon comprend de très grosses entreprises et il est important de vérifier la robustesse des résultats quand on supprime celles-ci.

Considérer la croissance de l'emploi et des salaires sur la période 1994-1999 au lieu de 1994-1998 fait en revanche apparaître une corrélation significative, celle entre *adoption d'Internet* et croissance de l'emploi des ouvriers qualifiés (-1,4%). Cette corrélation isolée peut résulter d'un biais en défaveur des ouvriers qualifiés qui s'exercerait avec délai. De plus, l'absence de corrélation significative entre informatisation et croissance des emplois cache pour certaines classes de salariés des corrélations significatives et positives entre informatisation et entrées et sorties de salariés qui se compensent. Pour les ouvriers non qualifiés par exemple, la corrélation entre *adoption d'Internet* et croissance de l'emploi (-0,3%, non significatif au seuil de 5%) est égale à la *corrélation entre informatisation et entrées* de salariés (+1,7%, non significatif) moins celle *entre informatisation et sorties* de salariés (+2,0%, significatif)¹⁰⁴. Les mêmes corrélations restent significatives et positives quand on supprime de l'échantillon les cinq plus grosses entreprises. Les flux d'entrées et de sorties de certaines classes de salariés sont ainsi plus élevés dans les entreprises qui s'informatisent. Ces flux peuvent résulter de biais des nouvelles technologies en faveur de certaines classes de salariés non considérées ici. Les classes de salariés retenues peuvent ne pas être assez fines si bien que ces biais ne sont pas mis en évidence à l'aide des *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi*.

Tableau 1 : Corrélation entre informatisation et croissance de l'emploi et des salaires entre 1994 et 1998

	Croissance de l'emploi		Croissance des salaires	
	Changement des outils informatique s	Adoption d'Internet	Changement des outils informatique s	Adoption d'internet
Ouvriers non qualifiés	-0,014 (0,010)	-0,003 (0,011)	0,011 (0,008)	0,007 (0,008)
Ouvriers qualifiés	0,004 (0,004)	0,000 (0,004)	-0,003 (0,006)	0,008 (0,007)
Employés	0,001 (0,011)	-0,012 (0,012)	-0,001 (0,009)	-0,015 (0,010)
Professions intermédiaires	-0,005 (0,005)	-0,004 (0,005)	-0,009 (0,007)	0,005 (0,008)
Cadres	0,008 (0,007)	0,007 (0,009)	-0,006 (0,009)	0,005 (0,011)
Moins de 30 ans	0,010 (0,039)	0,003 (0,044)	-0,010 (0,012)	0,009 (0,014)
Entre 30 et 40 ans	-0,002	0,000	-0,002	0,010

¹⁰⁴ Les autres *corrélations entre informatisation et entrées* ou *sorties* significatives concernent les ouvriers qualifiés et l'*adoption d'Internet* (+0,7% et +0,7% respectivement), les employés et l'*adoption d'Internet* (+1,9% et +3,1%), les professions intermédiaires et le *changement d'outils informatique* (+0,6% et +1,1%), les salariés entre 30 et 40 ans et le *changement d'outils informatique* (+0,4% et +0,7%), les salariés entre 30 et 40 ans et l'*adoption d'Internet* (+1,3% et +1,3%) et les salariés entre 40 et 50 ans et l'*adoption d'Internet* (+0,4% et +0,7%).

	(0,004)	(0,005)	(0,006)	(0,007)
Entre 40 et 50 ans	-0,004	-0,003	0,004	0,008
	(0,003)	(0,004)	(0,006)	(0,006)
Plus de 50 ans	-0,001	-0,001	-0,005	0,006
	(0,004)	(0,005)	(0,006)	(0,007)
Nombre d'entreprises	3 372	3 372	2 950	2 950
Nombre de salariés	82 476	82 476	46 989	46 989

Source : enquête C.O.I. 1997, volet « entreprises » (SESSI) appariée aux BRN (1994,1998) et à l'échantillon salariés des DADS (1994, 1998). Champ : salariés à temps plein des entreprises industrielles de 20 salariés et plus. Note de lecture: ce tableau présente les *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi* (colonnes 1 et 2) ou *croissance des salaires* (colonnes 3 et 4) pour différentes classes de salariés. Chaque corrélation est calculée soit à partir de l'estimation jointe des équations d'entrées et de sorties (6), soit à partir de l'estimation de l'équation de salaire (8). Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les corrélations et les * indiquent celles significativement différentes de 0 au seuil de 5%.

Etudier cette question en variation entre 1994 et 1998 est également un choix important. Plusieurs études estiment plutôt des équations d'emploi et de salaire en niveau¹⁰⁵. Ces estimations sont également mises en œuvre ici afin de tester la sensibilité des résultats¹⁰⁶. Une mesure de l'informatisation en niveau, la *part des salariés utilisant un poste informatique*, est construite en moyennant les proportions de salariés utilisant un ordinateur en 1997 disponibles dans l'enquête C.O.I.¹⁰⁷. La *corrélation entre le niveau d'informatisation et l'emploi* de la classe de salariés i est définie comme la variation estimée de la part dans l'emploi de ces salariés quand la *part des salariés utilisant un poste informatique* passe de 40% à 60%¹⁰⁸. Elle est significative et négative pour les ouvriers non qualifiés (-0,6%), les ouvriers qualifiés (-0,7%), les salariés ayant entre 40 et 50 ans (-0,3%) et les salariés de plus de 50 ans (-0,4%). Elle est significative et positive pour les professions intermédiaire (+0,5%), les cadres et ingénieurs (+0,5%), les salariés de moins de 30 ans (+0,2%) et les salariés ayant entre 30 et 40 ans (+0,4%). Ces

¹⁰⁵ L'équation d'emploi estimée en niveau est dérivée théoriquement en utilisant le lemme de Shepard : $L^i/L = C_i/C(\{w^i\}, KINFO, KOTHER, Y) \approx \sum \tilde{\eta}^{ii'} \ln w^{i'} + \tilde{\mu}^{i,INF} \ln INF + \dots$

$\dots + \tilde{\mu}^{i,KTOT} \ln KTOT + \mu^{i,Y} \ln Y$ avec C la fonction de coût et C_i sa dérivée par rapport au coût du facteur i . A noter, en supposant une fonction de coût translog, on obtient non pas une équation avec la part dans l'emploi mais la part dans les coûts (Chennells et Van Reenen [2002]). L'équation de salaire estimée en niveau est de la forme : $\ln w^i = \tilde{\gamma}^{i,INF} \ln INF + \tilde{\gamma}^{i,KTOT} \ln KTOT/L$

¹⁰⁶ L'équation de salaire en niveau est estimée directement. L'équation d'emploi en niveau ne peut être estimée directement comme celle en différence. On se ramène pour chaque classe de salariés à l'estimation d'un modèle discret :

$$\begin{aligned} L^i/L &= \text{Card}(\{ \text{Individu } k \in \text{Entreprise } j \text{ en 98 et } k \in \text{Classe } i \}) / \text{Card}(\{ k \in \text{Entreprise } j \text{ en 98} \}) \\ &= P(k \in \text{Classe } i / k \in \text{Entreprise } j \text{ en 98}) \end{aligned}$$

¹⁰⁷ Les proportions concernent cinq classes de salariés : les ingénieurs et cadres, les employés, les agents de maîtrise et d'encadrement intermédiaire, les techniciens et les ouvriers.

¹⁰⁸ La moyenne de la *part des salariés utilisant un poste informatique* calculée sur l'échantillon de 3 372 entreprises est 50% et l'écart-type 20%.

corrélations sont significatives car estimées beaucoup plus précisément que celles entre informatisation en différence et croissance de l'emploi.

La *corrélation entre le niveau d'informatisation et le salaire* de la classe i est définie de la même façon, comme la variation estimée du salaire quand la *part des salariés utilisant un poste informatique* passe de 40% à 60%. Elle est significative et positive pour presque toutes les classes de salariés : les ouvriers qualifiés (+1,7%), les employés (+2,1%), les professions intermédiaires (+1,2%), les cadres et ingénieurs (+1,7%), les salariés entre 30 et 40 ans (+1,5%), ceux entre 40 et 50 ans (+1,8%) et ceux de plus de 50 ans (+2,1%).

Les résultats en niveau sont compatibles avec un biais des nouvelles technologies en faveur des salariés les plus qualifiés et les plus jeunes : ce biais s'exercerait via des ajustements de l'emploi ; l'informatisation se traduirait également par une hausse des salaires de toutes les classes de salariés à l'exception des ouvriers non qualifiés et des moins de 30 ans. Ces résultats ne sont toutefois pas valides en présence d'un biais d'effet corrélé dans l'équation en niveau. Les études menées sur les équations d'emploi (au niveau des entreprises, équation (1)) et sur celles de salaire (au niveau des salariés, équation (2)) ont montré l'importance de ce type de biais. En particulier, Doms et alii [1997] montrent que les entreprises qui ont adopté le plus de nouvelles technologies aux États-Unis dans les années 80 employaient une main d'œuvre plus qualifiée et mieux rémunérée à la fois avant et après s'être informatisées. Quand ces différences permanentes sont prises en compte, les auteurs ne trouvent plus de différence significative en fonction de l'informatisation. Les études au niveau des salariés ont en outre montré que le lien entre rémunération et informatisation est très ambigu en niveau. Il peut en effet résulter d'une causalité inverse, allant de la rémunération vers l'informatisation (Borghans et Bas ter Weel [2001, 2005])¹⁰⁹. Les résultats obtenus en différence sont préférés car ils traitent de ce biais.

Informatisation et croissance de l'emploi ne seraient ainsi que peu corrélées. Considérer l'adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles change peu ce résultat. Cette conclusion est obtenue en introduisant une à une les variables mesurant l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles, seules et interagies avec une des variables d'informatisation, et en mesurant la *corrélation entre croissance de l'emploi et adoption jointe* en adaptant l'équation (3) de la façon suivante :

$$\hat{\mu}^{i,INF,NWP} = d \ln \hat{L}(dINF = 1, dNWP = 1) - d \ln \hat{L}(dINF = 0, dNWP = 0) \quad (9)$$

Seules quatre *corrélations entre croissance de l'emploi et adoption jointe* sont alors significatives (cf. tableau 2). Ces quatre corrélations ne sont en outre plus significatives lorsqu'elles sont calculées nettes de la corrélation liée à l'adoption unique de nouvelles

¹⁰⁹ Les entreprises sont en effet susceptibles d'informatiser les postes des salariés pour lesquels les gains sont les plus importants. Un des effets de l'informatisation est en effet de raccourcir le temps nécessaire aux salariés pour effectuer les différentes tâches de leur poste (Bartel et alii [2005]). En ne prenant en compte que cet effet, les entreprises vont informatiser les salariés dont la rémunération est la plus élevée car les économies en termes de coûts salariaux sont les plus fortes : ce n'est pas l'utilisation de l'informatique qui explique que la rémunération des salariés soit plus élevée, mais la rémunération plus élevée des salariés qui expliquent qu'ils utilisent l'informatique.

technologies et de celle liée à l'adoption unique de nouvelles pratiques organisationnelles¹¹⁰. Par exemple, la corrélation entre croissance de l'emploi des ouvriers qualifiés et *changement des outils informatiques* joint à l'*adoption de pratiques visant à gérer la qualité* (+1,7%, significatif au seuil de 5%) se décompose en une corrélation liée au *changement d'outils informatiques* (0,0%, non significatif), une corrélation liée à l'*adoption de pratiques visant à gérer la qualité* (+0,8%, non significatif) et une liée à leur adoption jointe (+0,9%, non significatif). Ainsi, les données ne permettent pas d'attribuer cette corrélation significative à l'adoption jointe puisqu'elle est la somme de trois termes non significatifs.

De même, introduire une à une dans l'équation de salaire les variables mesurant l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles, seules et interagies avec une des variables d'informatisation, change peu les résultats : seul un terme d'interaction est significatif (cf. tableau 3).

6. Conclusion

Les résultats présentés montrent que les *corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi* et *entre informatisation et croissance des salaires* sont peu significatives pour toutes les classes de salariés. Ces corrélations restent peu significatives lorsqu'on considère l'adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles. Ces résultats ne sont que des corrélations. Celles-ci suggèrent néanmoins que les entreprises qui se sont informatisées n'ont pas fortement déplacé leur demande de travail par rapport aux autres.

¹¹⁰ La *corrélation entre croissance de l'emploi et adoption jointe* nette de la corrélation liée à l'adoption de nouvelles technologies et de celle liée à l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles est $\hat{\mu}^{i,INF,NWP} - [d \ln L(dINF = 1, dNWP = 0) - d \ln L(dINF = 0, dNWP = 0)] - [d \ln L(dINF = 0, dNWP = 1) - d \ln L(dINF = 0, dNWP = 0)]$.

Tableau 2 : Corrélation entre adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles et croissance de l'emploi entre 1994 et 1998

Adoption de pratiques visant à ...	Changement des outils informatiques et ...				Adoption d'internet et ...			
	... gérer la qualité	... gérer les délais	... gérer les frontières de l'entreprise	... gérer l'implication de la main d'œuvre	... gérer la qualité	... gérer les délais	... gérer les frontières de l'entreprise	... gérer l'implication de la main d'œuvre
Ouvriers non qualifiés	-0,007 (0,017)	-0,015 (0,016)	0,003 (0,019)	-0,008 (0,028)	0,007 (0,017)	-0,004 (0,017)	0,017 (0,017)	-0,002 (0,033)
Ouvriers qualifiés	0,017 (0,006)	* 0,006 (0,006)	0,006 (0,007)	-0,011 (0,009)	0,013 (0,006)	* -0,001 (0,006)	0,002 (0,007)	-0,003 (0,010)
Employés	-0,019 (0,019)	-0,032 (0,018)	-0,026 (0,020)	0,010 (0,028)	-0,028 (0,018)	-0,045 (0,019)	* -0,026 (0,018)	0,004 (0,028)
Professions intermédiaires	0,004 (0,007)	0,005 (0,007)	0,005 (0,008)	-0,002 (0,011)	0,006 (0,008)	0,003 (0,008)	0,002 (0,008)	0,009 (0,011)
Cadres	0,012 (0,011)	0,006 (0,012)	-0,001 (0,011)	-0,040 (0,021)	0,012 (0,014)	0,008 (0,013)	0,005 (0,013)	-0,016 (0,020)
Moins de 30 ans	0,014 (0,077)	0,010 (0,065)	0,022 (0,078)	0,024 (0,110)	0,001 (0,071)	-0,003 (0,066)	0,006 (0,074)	0,046 (0,116)
Entre 30 et 40 ans	-0,002 (0,007)	-0,009 (0,007)	-0,005 (0,007)	-0,010 (0,009)	0,001 (0,007)	-0,007 (0,007)	-0,005 (0,007)	-0,004 (0,010)
Entre 40 et 50 ans	0,004 (0,006)	-0,011 (0,006)	-0,005 (0,006)	-0,007 (0,009)	0,004 (0,006)	-0,012 (0,006)	* -0,003 (0,006)	0,007 (0,009)
Plus de 50 ans	0,005 (0,007)	0,004 (0,007)	0,008 (0,007)	-0,015 (0,012)	0,004 (0,008)	0,002 (0,007)	0,008 (0,007)	-0,005 (0,013)
Nombre d'entreprises	3 372	3 372	3 372	3 372	3 372	3 372	3 372	3 372
Nombre de salariés	82 476	82 476	82 476	82 476	82 476	82 476	82 476	82 476

Source : enquête C.O.I. 1997, volet « entreprises » (SESSI) appariée aux BRN (1994,1998) et à l'échantillon salariés des DADS (1994, 1998). Champ : salariés à temps plein des entreprises industrielles de 20 salariés et plus. Note de lecture: ce tableau présente *les corrélations entre croissance de l'emploi et adoption jointe* de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles pour différentes classes de salariés. Chaque corrélation est calculée à partir de l'estimation jointe des équations d'entrées et de sorties (6) dans lesquelles une variable mesurant l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles a été

introduite, seule et interagit avec la variable d'informatisation. Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les corrélations et les * indiquent celles significativement différents de 0 au seuil de 5%.

Tableau 3 : Corrélation entre adoption jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles et croissance des salaires entre 1994 et 1998

Adoption de pratiques visant à ...	Changement des outils informatiques et ...				Adoption d'internet et ...			
	... gérer la qualité	... gérer les délais	... gérer les frontières de l'entreprise	... gérer l'implication de la main d'œuvre	... gérer la qualité	... gérer les délais	... gérer les frontières de l'entreprise	... gérer l'implication de la main d'œuvre
Ouvriers non qualifiés	-0,026 (0,022)	-0,043 (0,022)	-0,020 (0,025)	0,002 (0,035)	0,016 (0,023)	0,045 (0,023)	0,014 (0,028)	-0,022 (0,035)
Ouvriers qualifiés	-0,016 (0,018)	-0,019 (0,017)	-0,015 (0,019)	-0,008 (0,026)	0,008 (0,018)	0,005 (0,018)	0,017 (0,021)	-0,026 (0,026)
Employés	-0,028 (0,025)	0,007 (0,024)	0,010 (0,025)	-0,051 (0,042)	-0,020 (0,028)	0,020 (0,028)	0,032 (0,030)	-0,015 (0,043)
Professions intermédiaires	-0,006 (0,021)	-0,001 (0,020)	0,000 (0,021)	0,001 (0,031)	0,008 (0,022)	0,007 (0,023)	0,012 (0,025)	-0,005 (0,033)
Cadres	0,001 (0,025)	-0,017 (0,024)	0,010 (0,024)	0,037 (0,043)	-0,012 (0,030)	0,001 (0,032)	-0,004 (0,032)	0,038 (0,055)
Moins de 30 ans	-0,032 (0,034)	0,027 (0,032)	-0,052 (0,035)	-0,037 (0,053)	-0,043 (0,038)	-0,003 (0,036)	-0,027 (0,042)	-0,069 (0,057)
Entre 30 et 40 ans	-0,015 (0,018)	-0,011 (0,018)	0,009 (0,019)	-0,001 (0,028)	-0,005 (0,019)	-0,006 (0,020)	0,010 (0,022)	-0,004 (0,028)
Entre 40 et 50 ans	-0,022 (0,017)	-0,028 (0,017)	-0,010 (0,018)	0,010 (0,026)	0,009 (0,018)	0,004 (0,018)	-0,002 (0,020)	-0,009 (0,026)
Plus de 50 ans	-0,025 (0,019)	-0,026 (0,019)	-0,020 (0,020)	0,015 (0,031)	0,020 (0,020)	0,049 (0,020)	* 0,032 (0,023)	-0,028 (0,031)
Nombre d'entreprises	2 950	2 950	2 950	2 950	2 950	2 950	2 950	2 950
Nombre de salariés	46 989	46 989	46 989	46 989	46 989	46 989	46 989	46 989

Source : enquête C.O.I. 1997, volet « entreprises » (SESSI) appariée aux BRN (1994,1998) et à l'échantillon salariés des DADS (1994, 1998). Champ : salariés à temps plein des entreprises industrielles de 20 salariés et plus. Note de lecture: ce tableau présente les *corrélations entre croissance des salaires et adoption*

jointe de nouvelles technologies et de nouvelles pratiques organisationnelles pour différentes classes de salariés. Chaque corrélation est calculée à partir de l'estimation de l'équation de salaire (8) dans laquelle une variable mesurant l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles a été introduite, seule et interagie avec la variable d'informatisation. Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les corrélations et les * indiquent celles significativement différents de 0 au seuil de 5%.

Bibliographie

AUBERT P., CAROLI E. et ROGER M. [2006], « New technologies, organisation and age: firm-level evidence », *Economic Journal*, 116(509), p. F73-F93.

AUTOR D., LEVY F. et MURNANE R. [2002], « Upstairs downstairs: how introducing computer technology changed skills and pay on two floors of Cabot Bank », *Regional Review, Federal Reserve Bank of Boston*, Q2, p. 22-30.

AUTOR D., LEVY F. et MURNANE R. [2003], « The Skill Content Of Recent Technological Change: An Empirical Exploration », *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), p. 1279-1333.

BARTEL A., ICHNIOWSKI C. et SHAW K. [2005], « How Does Information Technology Really Affect Productivity? Plant-Level Comparisons of Product Innovation, Process Improvement and Worker Skills », *NBER Working Paper*, 11773.

BORGHANS L. et TER WEEL B. [2001], « Computers, Skills and Wages », *Mémoire de recherche du Maastricht Economic Research Institute on Innovation and Technology*, 019.

BORGHANS L. et TER WEEL B. [2005], « How Computerization has Changed the Labour Market: A Review of the Evidence and a New Perspective », in Soete and Ter Weel (eds), *The Economics of the Digital Society*, p. 129-247.

BRESNAHAN T., BRYNJOLFSSON E. et HITT L. [2002], « Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm Level Evidence », *Quarterly Journal of Economics*, 117(1), p. 339-376.

CAROLI E. et VAN REENEN J. [2001], « Skill-biased organizational change? Evidence from a panel of British and French establishments », *Quarterly Journal of Economics*, 116(4), p. 1449-1492.

CHENNELLS L. et VAN REENEN J. [1997], « Technical Change and Earnings in British Establishments », *Economica*, 64(256), p. 587-604.

CHENNELLS L. et VAN REENEN J. [2002], « Technical change and the structure of employment and wages: a survey of the microeconomic evidence », in Greenan, L'Horty and Mairesse (eds), *Productivity, inequality, and the digital economy: a transatlantic perspective*, MIT Press, p. 175-223.

DOMS M., DUNNE T. et TROSKE K. [1997], « Workers, Wages and Technology », *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), p. 253-290.

GIANELLA C. et ASKENAZY P. [2000], « Le paradoxe de productivité : les changements organisationnels facteurs complémentaires à l'informatisation », *Economie et Statistique*, 339-340, p. 219-242.

GOLLAC M., GREENAN N. et HAMON-CHOLET S. [2000], « L'informatisation de l'ancienne économie : nouvelles machines, nouvelles organisations et nouveaux travailleurs », *Economie et Statistique*, 339-340, p. 171-201.

GREENAN N., MAIRESSE J. et TOPIOL-BENSAID A. [1999], « Investissements immatériels, productivité et qualification », *Revue économique*, 50(3), p. 417-430.

GREENAN N., MAIRESSE J. et TOPIOL-BENSAID A. [2001], « Information Technology and Research and Development Impacts on Productivity and Skills: Looking for Correlations on French Firm Level Data », *NBER Working Paper*, 8075.

INSEE [1995], « Enquête Emploi de 1994 : Résultats détaillés », *INSEE Résultats*, 92-93.

INSEE [1998], « Enquête Emploi de 1994 : Résultats détaillés », *INSEE Résultats*, 141-142.

Annexe A : Questions de l'enquête C.O.I. utilisées pour définir l'adoption des nouvelles technologies

Les services de gestion et de production de votre entreprise sont/étaient-ils équipés des outils informatiques suivants ?	Gestion		Production	
	En 97	En 94	En 97	En 94
Grand système informatique centralisé (terminaux)				
Micro-ordinateurs non connectés en réseau				
Micro-ordinateurs connectés en réseau				

En 1997, votre entreprise utilise-t-elle Internet ...	Oui	Non
... pour accéder à une messagerie électronique ?		
... pour diffuser des informations (page WEB par exemple) ?		
... pour rechercher des informations ?		

... l'adoption des nouvelles pratiques organisationnelles

Votre entreprise utilise-t-elle les dispositifs organisationnels suivants ?	Evolution de la part des salariés concernés depuis 94		
	+	=	-
Certification ISO 9001, ISO 9002, EAQF			
Autre système de certification ou démarche de qualité totale			
Analyse de la valeur, analyse fonctionnelle ou AMDEC			
Méthode 5S ou TPM (Total Productive Maintenance)			
Organisation en centre de profit			
Formation de contrats de type client-fournisseur en interne			
Système de livraison de type juste à temps			
Système de production de type juste à temps			

Sur l'ensemble des ateliers de votre entreprise,	En 97	En 94
--	-------	-------

qui est / était habilité	opérateur	opérateur	...
A participe à l'amélioration des performances ?						
A participer à des équipes de projet ?						

Annexe B : Moyennes des variables utilisées dans les traitements statistiques

Echantillon utilisé pour estimer les corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi	... croissance des salaires
Entrée	0,20 (0,40)	0 (0)
Sortie	0,21 (0,41)	0 (0)
Croissance du salaire horaire	-	0,18 (0,19)
Changement des outils informatiques	0,46 (0,50)	0,45 (0,50)
Adoption d'internet	0,78 (0,41)	0,79 (0,41)
Adoption de dispositifs visant à gérer la qualité	0,41 (0,35)	0,43 (0,35)
... visant à gérer les délais	0,32 (0,38)	0,33 (0,39)
... visant à gérer les frontières de l'entreprise	0,30 (0,35)	0,32 (0,35)
... visant à gérer l'implication de la main d'œuvre	0,06 (0,20)	0,06 (0,20)
Croissance du capital	0,12 (0,39)	-
Croissance de l'intensité capitaliste	-	0,13 (0,29)
Croissance de la production	0,18 (0,38)	-
Nombre d'entreprises	3 372	2 950
Nombre de salariés	82 476	46 989

Source : enquête C.O.I. 1997, volet « entreprises » (SESSI) appariée aux BRN (1994,1998) et à l'échantillon salariés des DADS (1994, 1998). Champ : salariés à temps plein des entreprises industrielles de 20 salariés et plus. Note de lecture : Entrée est une variable discrète égale à 1 pour les salariés qui entrent dans une entreprise de l'échantillon entre 1994 et 1998. Sortie est une variable discrète égale à 1 pour les salariés qui sortent d'une entreprise de l'échantillon entre 1994 et 1998. Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les moyennes.